



Die Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio – Eine empirische Untersuchung für deutsche Aktienfonds

Von Hendrik Scholz und Marco Wilkens*

Überblick

- Die Sharpe Ratio wird seit Mitte der 60er Jahre zur Beurteilung der Leistung von Fonds eingesetzt. Zugleich wird ihre Eignung in der Literatur insbesondere für Perioden sinkender Aktienkurse kontrovers diskutiert. Der vorliegende Beitrag legt zunächst die Ursachen dieser Diskussionen dar und deckt verbundene Missverständnisse auf.
- Die Sharpe Ratio hängt nicht nur von der Leistung des Fondsmanagements ab, sondern auch von der zu Grunde liegenden Marktphase, konkret insbesondere von den zufälligen Realisationen des Mittelwertes der Marktüberschussrenditen für den jeweils betrachteten Untersuchungszeitraum. Die theoretische Begründung dieses Zusammenhangs erfolgt auf der Grundlage des in der Performanceanalyse üblichen Ein-Faktor-Marktmmodells. Daraus folgt, dass die Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio bei allen empirischen Untersuchungen auftritt und grundsätzlich – also auch bei steigenden Aktienkursen – zu berücksichtigen ist.
- Die Stärke des Marktphaseneinflusses – beispielsweise auf Fondsrangfolgen – hängt von verschiedenen Faktoren ab. Die empirische Untersuchung bestätigt die Marktphasenabhängigkeit deutscher Aktienfonds, wobei andere fondsspezifische Effekte teilweise kompensierend wirken.

Dr. Hendrik Scholz, Lehrstuhl für Allgemeine Betriebswirtschaftslehre, Finanzierung und Bankbetriebslehre (LFB) der Katholischen Universität Eichstätt-Ingolstadt, Auf der Schanz 49, D-85049 Ingolstadt, Tel.: +49 841 9371878, Fax: +49 841 9372878, Email: hendrik.scholz@ku-eichstaett.de.

Prof. Dr. Marco Wilkens, Lehrstuhl für Allgemeine Betriebswirtschaftslehre, Finanzierung und Bankbetriebslehre (LFB) der Katholischen Universität Eichstätt-Ingolstadt, Auf der Schanz 49, D-85049 Ingolstadt, Tel.: +49 841 9371883, Fax: +49 841 9372883, Email: marco.wilkens@ku-eichstaett.de.

A. Einleitung

Die Mitte der 60er Jahre eingeführte Sharpe Ratio wird in der wissenschaftlichen Literatur und der Finanzpraxis zur Beurteilung der Leistung von Investmentfonds und zur Bestimmung der Vorteilhaftigkeit von Strategien im Portfoliomanagement regelmäßig eingesetzt.¹ Seit einigen Jahren findet dieses Performancemaß auch in Deutschland Eingang in die Tagespresse und steht damit Privatanlegern zum Vergleich von Fonds zur Verfügung. Beispielsweise publiziert die Frankfurter Allgemeine Zeitung regelmäßig auf der Sharpe Ratio basierende Rangfolgen von Fonds. Darüber hinaus wird diese Kennzahl unter anderem von Direktbanken und Finanzportalen wie Onvista im Internet veröffentlicht.

Seit Einführung der Sharpe Ratio wurden verschiedene Kritikpunkte und Weiterentwicklungen dieser Kennzahl diskutiert. Hierzu zählt unter anderem, dass sie aus Sicht „durchschnittlicher“ Anleger nur schwer verständlich sei, was Modigliani/Modigliani (1997) motivierte als Weiterentwicklung der Sharpe Ratio das Performancemaß „Risk-Adjusted Performance“ zu publizieren.² In der Literatur wird ferner untersucht, ob und unter welchen Voraussetzungen Anleger die Sharpe Ratio überhaupt zur Beurteilung der Performance des Fondsmanagements und zur Auswahl von Investmentfonds nutzen sollten.³ Weiterhin wird gerade in jüngster Zeit diskutiert, inwiefern die Sharpe Ratio zur Performanceanalyse von Hedgefonds eingesetzt werden kann, die im Gegensatz zu Aktienfonds deutlich nicht normalverteilte (monatliche) Renditen aufweisen.⁴

Darüber hinaus wird die Eignung der Sharpe Ratio insbesondere in den letzten Jahren sogar grundsätzlich in Frage gestellt. Zwar sei gegen den Einsatz dieser Kennzahl zur Beurteilung der Leistung des Managements von Aktienfonds in Perioden steigender Aktienkurse – wie sie den üblichen Darstellungen in Lehrbüchern zu Grunde liegen – nur wenig einzuwenden. Ihr Einsatz zur Beurteilung der Leistung des Fondsmanagements in Perioden sinkender Aktienkurse führe hingegen zu intuitiv unverständlichen, wenn nicht gar falschen Ergebnissen.⁵ Aufgrund der zu Beginn dieses Jahrtausends überwiegend sinkenden Aktienkurse ist es nicht verwunderlich, dass die angesprochene Kritik an der Sharpe Ratio daher auch in der Finanzpraxis häufig vorgebracht wird.⁶

Ziel dieses Beitrags ist es zu untersuchen, ob sich die Sharpe Ratio in unterschiedlichen Marktphasen zur Beurteilung der Leistung des Fondsmanagements eignet. Dafür ist zu analysieren, inwieweit die Sharpe Ratio eines Fonds von den zufälligen Realisationen der Marktrenditen für den jeweiligen Untersuchungszeitraum abhängt. Im Umkehrschluss wird hierüber zugleich die Frage untersucht, ob und inwiefern von der ex-post ermittelten Sharpe Ratio eines Fonds auf die erbrachte Leistung des Fondsmanagements geschlossen werden kann. Die Frage nach der besten Prognose künftiger Sharpe Ratios ist hingegen nicht Ziel dieses Beitrags.

Nach einer Darstellung der Sharpe Ratio in Abschnitt B wird insbesondere deren Aussagegehalt für vergangene Zeiträume mit durchschnittlich negativen Überschussrenditen kritisch reflektiert sowie diesbezüglich der Stand der Diskussion in der Literatur zusammengefasst. Abschnitt C analysiert in theoretischer Hinsicht, ob ex-post bestimmte Sharpe Ratios eine sinnvolle Beurteilung der Leistung des Managements von Fonds für anormale Perioden ermöglichen. Basierend auf einer Beschreibung der Fondsrenditen über ein Ein-Faktor-Modell wird aufgezeigt, wie sich die Sharpe Ratios von Fonds in Abhängigkeit von zufälligen Marktphasen und fondsspezifischen Charakteristika ergeben. Dieser An-

satz zur Separierung der beiden zentralen Einflussfaktoren auf die Sharpe Ratio ermöglicht eine kritische Analyse dieser klassischen Kennzahl und stellt damit einen Beitrag zur Diskussion des Aussagegehaltes von Sharpe Ratios dar. Auf dieser Grundlage wird insbesondere der Performancebeitrag unsystematischer Risiken von Fonds aufgezeigt, der in Abhängigkeit von der Marktphase positiv oder negativ ist. Diese Marktphasenabhängigkeit führt dazu, dass die Leistung relativ gering diversifizierter Fonds auf Basis der Sharpe Ratio in Baisse-Phasen zu positiv und in überdurchschnittlich positiven Marktphasen zu negativ beurteilt wird. Das tatsächliche Ausmaß der Marktphasenabhängigkeit ergibt sich durch die Charakteristika der Fonds und die realisierten Renditen des Marktes für den betrachteten Untersuchungszeitraum.

Die empirische Relevanz der zuvor analytisch hergeleiteten Zusammenhänge wird in Abschnitt D für deutsche Aktienfonds herausgearbeitet. Es wird deutlich, dass insbesondere bei Vorliegen extremer Baisse- oder Hausse-Phasen Fondsrangfolgen – selbst bei annahmegemäß gegebenen Charakteristika der Fonds – durch den Marktphaseneinfluss verzerrt werden und damit nicht die „reine“ Leistung des Fondsmanagements widerspiegeln. Die Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratios der Fonds wird über Regressionsanalysen bestätigt. Als signifikanter Einflussfaktor ergibt sich die durchschnittliche Überschussrendite des Marktes für die jeweilige Untersuchungsperiode. Die Abhängigkeit der Sharpe Ratio nimmt – gemäß den theoretischen Ergebnissen in Abschnitt C – mit steigendem Anteil des unsystematischen Risikos des Fonds am Gesamtrisiko zu. Abschnitt E fasst die wesentlichen Erkenntnisse des Beitrags zusammen und gibt einen Ausblick auf weiteren Forschungsbedarf.

B. Performancemessung mit der Sharpe Ratio – Das „Baisse-Problem“

Theoretische Grundlage der Sharpe Ratio ist das μ - σ -Prinzip, wonach Anleger ex-ante Investitionsalternativen anhand des Erwartungswertes und der Standardabweichung der Renditen beurteilen. Das μ - σ -Prinzip wird bekanntlich über die Annahme quadratischer Nutzenfunktionen der Anleger oder normalverteilter (diskreter) Renditen begründet.⁷ Im Ex-ante-Kontext ergibt sich die Sharpe Ratio eines beliebigen Fonds i über den Erwartungswert μ_i und die Standardabweichung σ_i der Fondsrenditen sowie den risikofreien Zins r_f für einen bestimmten Anlagehorizont:

$$(1) \quad \text{Ex-ante-SR}_i = \frac{\mu_i - r_f}{\sigma_i}$$

Die Sharpe Ratio misst folglich das Verhältnis zwischen der erwarteten Überschussrendite des Fonds über dem risikofreien Zinssatz (reward) und der Standardabweichung (variability). Auf diesem Zusammenhang beruht die ursprüngliche Bezeichnung „reward-to-variability ratio“ von *Sharpe*.⁸ Im μ - σ -Diagramm ist die Sharpe Ratio als Steigung der Verbindungslinie der Position des jeweiligen Fonds und des risikofreien Zinssatzes r_f interpretierbar. Diese Linie umfasst zugleich alle möglichen Kombinationen des Fonds mit r_f , die über Investitionen in diese beiden Positionen erzielbar sind. Durch Kombination des Fonds mit der höchsten Sharpe Ratio mit einer risikofreien Geldaufnahme oder -an-

lage kann ein Anleger für jedes beliebige Risikoniveau ($\sigma > 0$) eine allen anderen Fonds überlegene Rendite/Risiko-Kombination erzielen. Damit eignet sich die Sharpe Ratio zur Beurteilung und Auswahl von Fonds für Anleger, die ihr gesamtes Vermögen in einen Fonds in Kombination mit dem risikofreien Zins investieren.⁹

Die Ex-post-Performance eines Fonds i wird über die „klassische“ Sharpe Ratio SR_i üblicher Weise gemessen, indem auf die Kennzahlen arithmetischer Mittelwert \bar{er}_i und empirische Standardabweichung s_i monatlicher Fondsüberschussrenditen über dem risikofreien Zins r_{ft} für den jeweiligen Monat t zurückgegriffen wird (excess returns $er_{it} = r_{it} - r_{ft}$), die für einen bestimmten Ex-post-Untersuchungszeitraum berechnet wurden:¹⁰

$$(2) \quad (Ex-post-)SR_i = \frac{\bar{er}_i}{s_i} = \frac{\bar{r}_i - r_{ft}}{s_i}$$

mit:

$$(3) \quad \bar{er}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T er_{it}$$

$$(4) \quad s_i = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (er_{it} - \bar{er}_i)^2}$$

Letztlich wird dabei explizit oder implizit die Perspektive eines Anlegers eingenommen, der von unabhängig und identisch verteilten monatlichen Fondsüberschussrenditen für den jeweils betrachteten T Monate umfassenden Untersuchungszeitraum ausgeht.

Empirische Untersuchungen in der wissenschaftlichen Literatur sowie in der Finanzpraxis basieren regelmäßig auf unterschiedlich langen Untersuchungszeiträumen. Für längere Zeiträume – beispielsweise zehn Jahre – spricht, dass hierüber regelmäßig stabilere Schätzungen der Parameter möglich sind. Allerdings liegen für relativ neu eingeführte Fonds keine langen Renditezeitreihen vor, so dass auf kürzere Zeiträume zurückzugreifen ist. Die Verwendung kurzer Zeiträume bietet sich auch dann an, wenn sich die Anlagestile und die Performance von Fonds über die Zeit ändern – zum Beispiel auf Grund eines Wechsels im Fondsmanagement. Neben einem fünfjährigen Untersuchungszeitraum wird daher oft auch eine Historie von drei Jahren herangezogen. Beispiele hierfür finden sich in der wissenschaftlichen Literatur¹¹, in Lehrbüchern¹² und in der Finanzpraxis¹³.

Die Interpretation der klassischen (Ex-post-)Sharpe Ratio gemäß (2) entspricht im Wesentlichen der oben geschilderten Interpretation im Ex-ante-Kontext.¹⁴ Alternativ wird dabei auch auf folgende Aussage zurückgegriffen: Weisen zwei Portfolios mit identischen durchschnittlichen Renditen unterschiedliche Risiken auf, so erzielt das Portfolio mit dem geringeren Risiko eine höhere Performance.¹⁵ Für Anleger ist diese Aussage intuitiv leicht verständlich. Die daraus resultierenden Rangfolgen von Fonds stimmen für „gewöhnliche“ Untersuchungszeiträume mit durchschnittlich positiven Überschussrenditen mit Rangfolgen nach der Sharpe Ratio überein (vgl. die fiktiven Fonds A und B für die gewöhnliche Marktphase in Abb. 1).

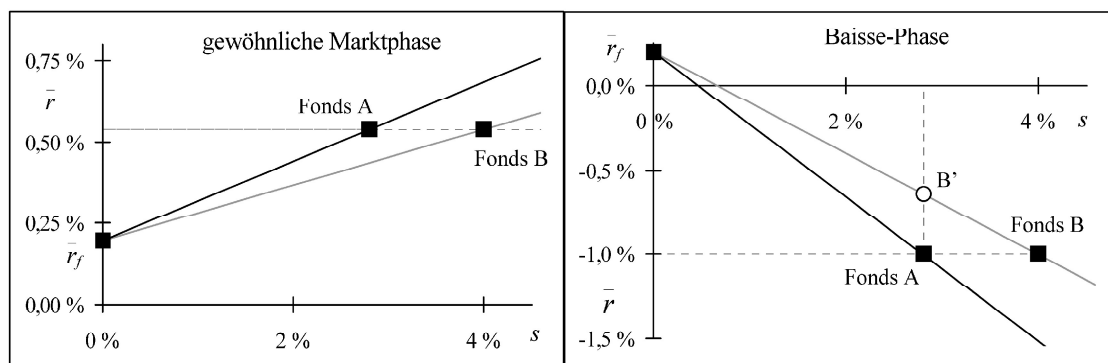


Abb. 1: Sharpe Ratios fiktiver Fonds mit identischen mittleren Renditen in Abhängigkeit von der Marktphase

Im Folgenden wird untersucht, inwieweit diese Interpretationen auch für Ex-post-Untersuchungszeiträume mit durchschnittlich negativen Überschussrenditen – so genannten Baisse-Phasen – zutreffen. Die exemplarischen Ausführungen basieren wieder auf zwei Fonds A und B sowie dem risikofreien Zins, deren \bar{r} -s-Positionen in Abb. 1 für eine exemplarische Baisse-Phase dargestellt sind. Beide Fonds haben eine identische mittlere monatliche Rendite von -1% erzielt, die Standardabweichungen betragen $2,8\%$ beziehungsweise 4% . Gemäß (2) ergeben sich bei einem durchschnittlichen monatlichen risikofreien Zins von $\bar{r}_f = 0,2\%$ Sharpe Ratios in Höhe von $SR_A = -0,43\%$ und $SR_B = -0,30\%$. Fonds B hat somit gegenüber Fonds A eine höhere (weniger negative) Sharpe Ratio erzielt.¹⁶

Sowohl in der wissenschaftlichen Literatur als auch in der Finanzpraxis wird jedoch die Anwendung der Sharpe Ratio bei Vorliegen von Baisse-Perioden kontrovers diskutiert. Häufig wird die Meinung vertreten, dass in Baisse-Phasen kein sinnvoller Fondsvergleich über die Sharpe Ratio möglich ist. Teilweise wird sogar behauptet, dass dann „keine Sharpe Ratio ermittelt werden kann“¹⁷, was ganz offensichtlich falsch ist. Die Ablehnung der Sharpe Ratio in Baisse-Perioden wird oft über die obige Aussage zur Vorteilhaftigkeit von Portfolios begründet. Hiernach wäre die Performance von Fonds A besser, da dieser bei identischer negativer Rendite eine geringere Standardabweichung als Fonds B aufweist.¹⁸ *Israelsen* (2003) bezeichnet eine entsprechende Datenkonstellation als „The Negative ‚Excess Return‘ Dilemma“¹⁹. *Plantinga* (1999) stellt fest: „For negative Sharpe ratios, the ranking is consistent with a risk-seeking investor.“²⁰ Diese Problematik führt häufig zur Ablehnung der Sharpe Ratio für Baisse-Perioden.²¹

In der Literatur wurden in diesem Zusammenhang kürzlich zwei Modifikationen der Sharpe Ratio vorgestellt. *Israelsen* (2003, 2005) schlägt vor, die Sharpe Ratio bei positiven Überschussrenditen der Fonds unverändert beizubehalten. Hingegen sollte bei negativen Überschussrenditen ($\bar{e}r_i < 0$) die Überschussrendite mit der Standardabweichung des Fonds multipliziert werden. Die modifizierte Sharpe Ratio nach *Israelsen* berechnet sich damit über $mSR_i^{Is} = \bar{e}r_i / s_i^{(\bar{e}r_i / \text{abs}(\bar{e}r_i))}$.²² Offen bleibt allerdings die ökonomische Rechtfertigung dieser Kennzahl. Alternativ schlagen *Ferruz/Sarto* (2004) vor, im Zähler der Sharpe Ratio die relative Überschussrendite des Fonds, definiert als \bar{r}_i / \bar{r}_f , zu verwenden. Als Alternative zur Sharpe Ratio ergibt sich nach *Ferruz/Sarto* die modifizierte Sharpe Ratio

$mSR_i^{FS} = (\bar{r}_i/\bar{r}_f)/s_i$.²³ Hieran ist zu kritisieren, dass die Baisse-Problematik bei durchschnittlich negativen Renditen von Fonds ($\bar{r}_i < 0$) weiter besteht.²⁴

Der zuvor dargestellten Ablehnung der Sharpe Ratio für Baisse-Perioden steht eine auf Sharpe (1975, 1998) zurückgehende Rechtfertigung entgegen. Hiernach basiert die Beurteilung von Fonds auf der Annahme, dass Anleger in eine Kombination aus einem Fonds und dem risikofreien Zins investieren. Es werden somit nicht die Positionen der Fonds direkt verglichen, sondern Kombinationen der Fonds mit dem risikofreien Zins. Die höchste Sharpe Ratio wird dann für den Fonds ausgewiesen, über den in Kombination mit dem risikofreien Zins für jedes beliebige Risikoniveau die höchste Rendite erzielbar war. Diese Aussage gilt unabhängig von der jeweils zu Grunde liegenden Marktphase.²⁵ Bei Vorliegen einer Baisse-Periode folgt hieraus, dass von zwei Fonds mit identischen negativen Renditen die Performance des Fonds mit der höheren Standardabweichung besser beurteilt wird.²⁶ Beispielsweise wird ein Anleger anstelle einer Investition in den Fonds A ex-post die Anlage in die Kombination B' aus Fonds B und risikofreiem Zins als vorteilhaft beurteilen, da – bei identischer Standardabweichung dieser beiden Positionen – B' eine höhere (weniger negative) mittlere Rendite erzielt (vgl. Abb. 1). Die Rechtfertigung der zuvor diskutierten Aussage zur Beurteilung von Fonds geht vor diesem Hintergrund bei negativen Überschussrenditen verloren.²⁷ Die Aussagekraft der klassischen Sharpe Ratio bleibt hingegen bestehen.²⁸

Trotz dieser Rechtfertigung der Sharpe Ratio ergibt sich für Baisse-Phasen grundsätzlich folgende Problematik: Wird von der Sharpe Ratio eines Fonds auf die Leistung des Managements geschlossen, so ist dies für den Fall negativer Fondsüberschussrenditen problematisch. Beispielsweise wird ein risikoaverser Anleger auf Grundlage der exemplarischen Baisse-Phase in Abb. 1 eine (positive²⁹) Investition in Fonds B mit der ex-post höheren Sharpe Ratio als negatives Anlageergebnis werten, da eine vollständig risikofreie Anlage vorteilhaft gewesen wäre.³⁰ Dies lässt jedoch nicht den auf den ersten Blick plausibel erscheinenden Schluss zu, dass für Baisse-Perioden grundsätzlich auf eine risikoadjustierte Ex-post-Messung der Performance von Fonds zu verzichten wäre. Die Leistung des Fondsmanagements ist vielmehr getrennt vom (zufälligen) Marktphaseneinfluss im Vergleich zu einer passiven Anlagealternative zu bemessen.

Offensichtlich bestehen in Literatur und Finanzpraxis Widersprüche hinsichtlich der Interpretation der Sharpe Ratio in Baisse-Perioden und daher weiterer Forschungsbedarf zur grundsätzlichen Aussagefähigkeit dieser Kennzahl in Abhängigkeit von der Marktphase. Letztlich stellt sich die zentrale Frage, welchen Einfluss einerseits die Leistung des Managements und andererseits die (zufällige) Marktphase während des jeweiligen Untersuchungszeitraums auf die Sharpe Ratio eines Fonds besitzen.³¹

C. Analytische Begründung der Marktphasenabhängigkeit

I. Zentrale Charakteristika von Fonds

Die Aufspaltung der Sharpe Ratio in die Komponenten Leistung des Fondsmanagements und „zufälliger“ Marktphaseneinfluss ist durch Fokussieren auf die zentralen Charakteristika von Fonds möglich. Um diese neuartigen Zusammenhänge zur Marktphasenabhängig-

keit der Sharpe Ratio anschaulich herauszuarbeiten, wird im Weiteren unterstellt, dass sich die diskrete Überschussrendite ($er_{it} = r_{it} - r_{ft}$) eines Fonds i für den jeweiligen Monat t gemäß folgendem Ein-Faktor-Modell³² in Abhängigkeit von der jeweiligen Marktüberschussrendite ($er_{Mt} = r_{Mt} - r_{ft}$) ergibt:³³

$$(5) \quad er_{it} = JA_i + \beta_i er_{Mt} + \varepsilon_{it}$$

Das Beta β_i kennzeichnet bekanntlich die Höhe des vom Fonds eingegangenen systematischen Risikos gegenüber dem Marktindex.³⁴ Die Umsetzung positiver (negativer) Selektionsfähigkeiten wird über ein positives (negatives) Jensen Alpha JA_i und das hiermit verbundene fondsspezifische Risiko über den Störterm ε_{it} erfasst. Dieser sei normalverteilt mit $\varepsilon_{it} \sim N(0; \sigma_{\varepsilon_i}^2)$ sowie unabhängig über die Zeit.³⁵ Die Annahme stabiler Charakteristika der Fonds über den jeweiligen Untersuchungszeitraum ist in diesem Zusammenhang üblich und wird regelmäßig bei der Schätzung klassischer auf dem systematischen Risiko basierender Maße getroffen, wie der Treynor Ratio und dem Jensen Alpha.³⁶ Dies impliziert, dass Fonds nur Selektionsaktivitäten durchführen.³⁷ Selbstverständlich schließt das eine Weiterentwicklung dieser Idee nicht aus.³⁸

Basierend auf dem Ein-Faktor-Modell ist nun eine kritische Analyse der beiden wesentlichen Einflussfaktoren auf die klassische (Ex-post-)Sharpe Ratio möglich. Über (5) wird deutlich, dass die Überschussrenditen des Marktindex die Überschussrenditen der Fonds wesentlich mitbestimmen. Um diesen Einfluss auf die Sharpe Ratio des Fonds isoliert betrachten zu können, wird zunächst davon ausgegangen, dass die fondsspezifischen Charakteristika gemäß dem unterstellten Faktor-Modell bekannt sind und mit den entsprechenden Größen (JA , β und s_{ε}^2) für den jeweiligen Untersuchungszeitraum übereinstimmen.³⁹ Auf dieser Grundlage ergeben sich die für die Sharpe Ratio des Fonds i relevanten Verteilungsparameter \bar{er}_i und s_i für den jeweiligen Untersuchungszeitraum zu:

$$(6) \quad \bar{er}_i = JA_i + \beta_i \bar{er}_M$$

$$(7) \quad s_i = \sqrt{\beta_i^2 s_M^2 + s_{\varepsilon_i}^2}$$

Um die für die weiteren Überlegungen zentralen und neuartigen Zusammenhänge klar aufzeigen zu können, nehmen wir – wie im Kontext grundlegender Performancemaße üblich – an, dass (Ex-post-)Marktüberschussrenditen zufällige Realisationen aus einer identischen und unabhängigen Normalverteilung darstellen.⁴⁰ Die für den jeweils betrachteten Untersuchungszeitraum ex-post ermittelten Parameter Mittelwert \bar{er}_M und Standardabweichung s_M der Überschussrenditen des Marktindex sind damit zufällige Realisationen der entsprechenden Parameter für diesen Zeitraum.⁴¹ Sie weichen in Abhängigkeit vom jeweiligen Untersuchungszeitraum mehr oder weniger stark von den nicht bekannten, annahmegemäß konstanten Parametern der Marktüberschussrenditen ab. Insofern definieren wir hier Marktphasen als zufällige Ereignisse. Ein überdurchschnittlich hoher Mittelwert \bar{er}_M kennzeichnet daher eine zufällige Hausse-Phase, während ein negativer Mittelwert \bar{er}_M charakteristisch für eine zufällige Baisse-Phase ist.

Da empirischen Untersuchungen häufig relativ kurze Betrachtungszeiträume zu Grunde liegen, weichen $\bar{e}r_M$ und s_M regelmäßig von den „richtigen Werten“ der Verteilungsparameter des Marktes in der Grundgesamtheit ab. Die Abhängigkeit der Sharpe Ratios der Fonds von diesen zufälligen Realisationen der Parameter $\bar{e}r_M$ und s_M bezeichnen wir als Marktphasenabhängigkeit.

II. Sharpe Ratio in Abhängigkeit von der Marktphase

In diesem Abschnitt wird zunächst der Einfluss fondsspezifischer Charakteristika auf die Position eines Fonds im \bar{r} -s-Diagramm und damit verbunden auf dessen Sharpe Ratio für eine gewöhnliche Periode und für eine Baisse-Periode aufgezeigt. Ausgangspunkt ist ein stilisierter Fonds P mit einer rein passiven Anlagestrategie, der in eine Kombination des Marktindex mit einer risikofreien Geldanlage beziehungsweise -aufnahme investiert ist ($JA_P = 0$, $s_{\varepsilon_P} = 0$). Im \bar{r} -s-Diagramm befinden sich alle möglichen Positionen des Fonds P auf den in Abb. 2 fett gezeichneten Verbindungslinien des Marktindex mit dem risikofreien Zins. Für den Fonds P mit einem Beta von $\beta_P = 0,7$ ergeben sich die mit \square gekennzeichneten Positionen P_p für die Periode mit positiven und P_n für die Periode mit negativen Überschussrenditen. Die Sharpe Ratio des Fonds stimmt jeweils mit der des Marktindex überein ($SR_P = SR_M$). Unabhängig von der Marktphase ist bekanntlich über das Eingehen ausschließlich systematischer Risiken keine über- oder unterlegene risikoadjustierte Performance (beziehungsweise Sharpe Ratio) gegenüber dem Marktindex zu erzielen.

In Abb. 2 sind ferner die Positionen eines weiteren passiven Fonds A abgebildet, der ebenso ein systematisches Risiko von $\beta_A = 0,7$ aufweist. Der Unterschied zu Fonds P ist, dass Fonds A monatlich Managementgebühren in Höhe von 0,22 % vom Fondsvermögen einbehält. Daher weist der Fonds ein monatliches Jensen Alpha von $JA_A = -0,22$ % auf. Ein unsystematisches Risiko wird auch von diesem Fonds nicht eingegangen ($s_{\varepsilon_A} = 0$). Das negative Jensen Alpha impliziert gemäß (6) eine Verringerung der Fondsüberschussrendite $\bar{e}r_A$ gegenüber Fonds P. Sowohl für die Periode mit positiven als auch für die Periode mit negativen Überschussrenditen führt dies ausgehend von der jeweiligen \bar{r} -s-Position des Fonds P zu einer Verschiebung nach unten auf die durch \blacksquare gekennzeichnete Position A_p beziehungsweise A_n (vgl. Abb. 2).⁴² Ein negatives Jensen Alpha bedingt damit grundsätzlich eine Reduzierung der Sharpe Ratio des Fonds. Analog führt ein positives Jensen Alpha unabhängig von der Marktphase zu einer höheren Sharpe Ratio.

Fonds B weist ebenfalls ein systematisches Risiko von $\beta_B = 0,7$ und ein monatliches Jensen Alpha $JA_B = -0,22$ % auf. Dieses Jensen Alpha sei nun auf Selektionsaktivitäten des Fonds B zurückzuführen, wobei der Manager des Fonds annahmegemäß keine besonderen Fähigkeiten bei der Selektion einzelner Wertpapiere besitzt und sich darüber hinaus Transaktionskosten ausgesetzt sieht. Das durch die Selektionsaktivitäten implizierte unsystematische Risiko des Fonds in Höhe von $s_{\varepsilon_B} = 2,86$ % führt gemäß (7) zu einer Erhöhung der Standardabweichung des Fonds. Ausgehend von der zuletzt betrachteten Position A_p (A_n) führt diese Erhöhung des Risikos zu einer Verschiebung nach rechts auf die durch \blacksquare gekennzeichnete Position des Fonds B_p (B_n). Hierüber wird der zentrale Zusammenhang deutlich, dass der Einfluss des unsystematischen Risikos des Fonds auf die Sharpe Ratio von der jeweiligen Marktphase bestimmt wird. Bei Vorliegen positiver

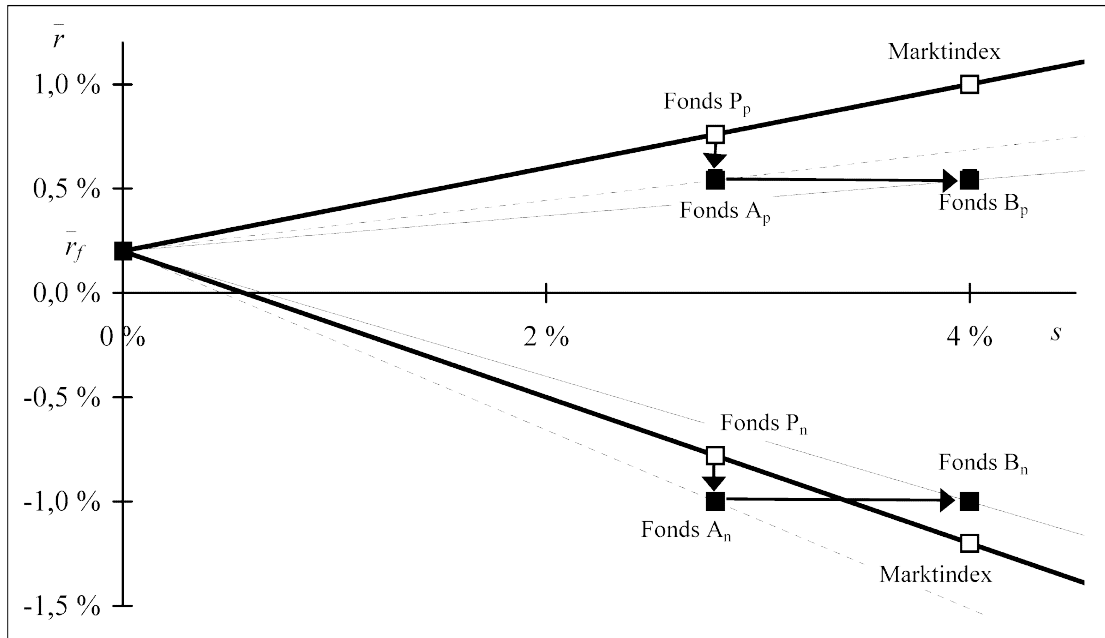


Abb. 2: Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio

Fondsüberschussrenditen bedingt dies eine Verringerung der Sharpe Ratio des Fonds. Für Baisse-Perioden mit negativen Fondsüberschussrenditen resultiert hieraus hingegen eine höhere (weniger negative) Sharpe Ratio. Im Beispiel kompensiert dieser positive Effekt sogar das negative Jensen Alpha, so dass für den Fonds B in der Baisse-Periode eine gegenüber dem Marktindex überlegene Sharpe Ratio ausgewiesen wird. Das Beispiel zusammenfassend ist hervorzuheben, dass für den Fonds B je nach zufälliger Marktphase eine Out- oder Underperformance gegenüber dem Marktindex ausgewiesen wird, wenn man sich an der klassischen Sharpe Ratio orientiert.

Im Folgenden wird der zuvor grafisch motivierte Marktphaseneinfluss in allgemeiner Form analysiert. Die Sharpe Ratio eines Fonds ergibt sich bei gegebenen fondsspezifischen Charakteristika JA_i , β_i und $s_{\varepsilon_i}^2$ in Abhängigkeit vom Untersuchungszeitraum über (6) und (7) zu:

$$(8) \quad SR_i = \frac{JA_i + \beta_i \bar{e}r_M}{\sqrt{\beta_i^2 s_M^2 + s_{\varepsilon_i}^2}}$$

Die Sharpe Ratio des Fonds i ist folglich abhängig von den zufälligen Parametern $\bar{e}r_M$ und s_M des Marktes und daher selbst eine Zufallsvariable. Erst durch Selektionsaktivitäten, insbesondere durch das damit verbundene unsystematische Risiko, weicht die Sharpe Ratio des Fonds von der Sharpe Ratio des Marktindex ab.

Durch Umformen von (8) lässt sich die Sharpe Ratio des Fonds als Summe der Sharpe Ratio des Marktindex und der Differential Sharpe Ratio (DRS) des Fonds darstellen. Letztere setzt sich aus zwei Komponenten zusammen: der Differential Sharpe Ratio 1 (DSR1)

und der Differential Sharpe Ratio 2 (DSR2).⁴³ DSR1 und DSR2 bestimmen somit die Out-performance des Fonds gegenüber dem Marktindex gemäß der klassischen Sharpe Ratio:

$$(9) \quad SR_i = SR_M + \underbrace{\frac{1}{\sqrt{\beta_i^2 s_M^2 + s_{\varepsilon_i}^2}} JA_i}_{A > 0} + \underbrace{\left(\frac{\beta_i}{\sqrt{\beta_i^2 s_M^2 + s_{\varepsilon_i}^2}} - \frac{1}{s_M} \right) \bar{e}r_M}_{B \leq 0}$$

$\underbrace{\hspace{10em}}_{DSR_i}$

$\underbrace{\hspace{10em}}_{DSR1_i} \quad \underbrace{\hspace{10em}}_{DSR2_i}$

Erfolgreiche Selektionsaktivitäten des Fonds spiegeln sich in einem positiven Jensen Alpha wider und führen aufgrund von $A > 0$ zu einer positiven $DSR1_i$. Es gilt: Je höher das Jensen Alpha des Fonds, desto höher ist dessen $DSR1_i$. Die zweite Komponente $DSR2_i$ ergibt sich als Produkt aus der Marktüberschussrendite $\bar{e}r_M$ und dem Faktor B . Dieser ist für Fonds mit unsystematischem Risiko ($s_{\varepsilon_i}^2 > 0$) grundsätzlich kleiner null,⁴⁴ so dass $DSR2_i$ in positiven Marktphasen ($\bar{e}r_M > 0$) stets negativ ist, für negative Marktphasen ($\bar{e}r_M < 0$) hingegen positiv. Dieser Marktphaseneinfluss ist umso stärker (B absolut umso größer), je höher der Anteil des unsystematischen Risikos am Gesamtrisiko des Fonds ist. Dies wird durch Multiplizieren des ersten Quotienten von B mit s_M deutlich, da das Quadrat des resultierenden Quotienten als Anteil des systematischen Risikos am Gesamtrisiko (R^2) des Fonds interpretierbar ist.⁴⁵ Der Marktphaseneinfluss auf die DSR2 und damit auf die Sharpe Ratio von Fonds führt dazu, dass die Performance relativ gering diversifizierter Fonds auf Basis der Sharpe Ratio in negativen Marktphasen im Vergleich zu anderen Fonds über- und in außergewöhnlich positiven Marktphasen unterschätzt wird.

Weiterhin wird über (9) deutlich, dass Fonds mit erfolgreichen Selektionsaktivitäten ($JA_i > 0$) in positiven Marktphasen nicht grundsätzlich eine dem Marktindex überlegene Sharpe Ratio aufweisen. Diese Outperformance setzt voraus, dass der positive Beitrag des Jensen Alpha zur Sharpe Ratio ($DSR1 > 0$) den mit dem unsystematischen Risiko verbundenen Nachteil ($DSR2 < 0$) überkompensiert.⁴⁶ In negativen Marktphasen ist eine solche Outperformance hingegen auch bei negativem Jensen Alpha möglich (siehe Fonds B in Abb. 2). Ursächlich hierfür ist der dann positive Einfluss des fondsspezifischen Risikos auf die Sharpe Ratio ($DSR2 > 0$).

Zusammenfassend ist festzustellen, dass eine dem Marktindex überlegene Sharpe Ratio für Fondsmanager umso schwieriger zu erzielen ist, je positiver die Marktphase ausfällt und umgekehrt. Diese Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio ist ein innovativer Beitrag zur Literatur der Performanceanalyse, weil sich die auf Marktphasen bezogene Kritik an dieser Kennzahl bisher ausschließlich auf den Fall von Baisse-Perioden bezieht.

Während der Einfluss der Marktüberschussrendite $\bar{e}r_M$ für alle Fonds gleichgerichtet ist, kann eine solche Aussage hinsichtlich des Einflusses der Standardabweichung des Marktes s_M nicht getroffen werden. Ein Ansteigen von s_M wirkt abhängig vom Vorzeichen des Jensen Alpha positiv oder negativ auf $DSR1$. Entsprechendes gilt für den Einfluss auf

$DSR2$ in Zusammenhang mit dem Vorzeichen der Marktüberschussrendite. Eine eindeutige Richtung des Einflusses von s_M auf die Differential Sharpe Ratio und damit auf die Sharpe Ratio der Fonds liegt somit nicht vor.

Die theoretische Analyse der Marktphasenabhängigkeit zusammenfassend ist festzustellen, dass Sharpe Ratios und darauf basierende Rangfolgen nicht nur die Leistung des Fondsmanagements widerspiegeln. Sie werden durch zufällige Marktphasen in Form von $\bar{e}r_M$ und s_M systematisch verzerrt. Diese Aussage gilt grundsätzlich, also sowohl für negative als auch für positive Aktienmarktentwicklungen. Die praktische Relevanz des Marktphaseneinflusses hängt von verschiedenen Parametern der Fonds und des Marktes ab und wird im folgenden Abschnitt D für deutsche Aktienfonds empirisch untersucht.

D. Empirische Analyse der Marktphasenabhängigkeit

I. Datenbasis

Grundlage der empirischen Untersuchung sind diskrete Monatsrenditen aller zum Stichtag 31.12.2004 vorliegenden deutschen Aktienfonds mit dem Anlageschwerpunkt „Standardwerte Deutschland“ des FERI-Trust-Datenpools⁴⁷, die eine vollständige Datenhistorie von Januar 1995 bis Dezember 2004 aufweisen.⁴⁸ Darüber hinaus werden DAX-Renditen als Vergleichsmaßstab mitgeführt.⁴⁹ Für jeden der betrachteten 53 Aktienfonds und den DAX liegen 120 monatliche Renditerealisationen vor. Bei den Fondsrenditen handelt es sich wie üblich um diskrete Totalrenditen, die eine Wiederanlage zwischenzeitlicher Ausschüttungen der Fonds berücksichtigen, nicht jedoch Ausgabeaufschläge. Als risikoloser Zinssatz wird bis 1998 der einmonatige FIBOR- und ab 1999 der einmonatige EURIBOR-Satz herangezogen.⁵⁰ Lineare Regressionsanalysen der monatlichen Fondsüberschussrenditen auf die Überschussrenditen des Marktindex DAFOX⁵¹ gemäß (5) ergeben die in Tab. 1 zusammengefassten fondsspezifischen Charakteristika.

Tab. 1: Zentrale Charakteristika der Aktienfonds und des DAX für den Zeitraum von 01/1995 bis 12/2004 (erklärende Variable ist der DAFOX)

| | | Jensen Alpha | Beta | Standardabweichung des Terms ε | R^2 |
|-------|---------------------------|--------------|------|---|---------|
| Fonds | Maximum | 0,35 % | 1,32 | 4,12 % | 95,03 % |
| | 0,8-Quantil | −0,13 % | 1,18 | 2,08 % | 94,14 % |
| | Median | −0,24 % | 1,15 | 1,82 % | 92,68 % |
| | 0,2-Quantil | −0,35 % | 1,06 | 1,66 % | 90,94 % |
| | Minimum | −0,56 % | 0,91 | 1,47 % | 62,54 % |
| | Arithmetischer Mittelwert | −0,22 % | 1,12 | 1,94 % | 91,32 % |
| | Standardabweichung | 0,19 % | 0,08 | 0,46 % | 5,44 % |
| DAX | | −0,19 % | 1,21 | 1,66 % | 94,70 % |

Um einen Eindruck über die Verteilung der fondsspezifischen Charakteristika über alle Fonds zu erhalten, sind in Tab. 1 jeweils das Maximum, das 0,8-Quantil, der Median, das 0,2-Quantil und das Minimum für jedes Charakteristikum wiedergegeben. Beispielsweise beträgt das maximale Jensen Alpha aller Fonds 0,35 %, das maximale Beta aller Fonds 1,32.⁵² Hinsichtlich des Marktphaseneinflusses besonders interessant ist die Verteilung der Anteile systematischer Risiken der Fonds (R^2). So weisen 80 % der Fonds ein R^2 zwischen 90,94 (0,2-Quantil) und 95,03 % (Maximum) auf. Die Anteile der unsystematischen Risiken der Fonds ($1 - R^2$) sind damit relativ gering, was folglich keinen starken Marktphaseneinfluss auf die Sharpe Ratios der Fonds erwarten lässt.

Die Bestimmung fondsspezifischer Charakteristika auf Basis des Faktor-Modells gemäß (5) erfolgt – wie in Abschnitt C.I dargestellt – unter der Annahme, dass Fonds keine Timingaktivitäten durchführen. Für die Fonds wird daher über weitere Regressionsanalysen das Vorliegen von Timingaktivitäten überprüft. Über den quadratischen Regressionsansatz von *Treynor/Mazuy* (1966) werden bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha = 5\%$ für lediglich vier Fonds (7,55 % der Fonds) signifikante Timingaktivitäten festgestellt. Auf Basis des Dummy-Variablen-Regressionsansatzes von *Henriksson/Merton* (1981) sind es nur zwei Fonds (3,77 %).⁵³ Dies entspricht ungefähr der Anzahl an Fonds, die bei Nicht-Vorliegen von Timingaktivitäten bei der vorgegebenen Irrtumswahrscheinlichkeit zu erwarten ist. Folglich stellen potenzielle Timingaktivitäten der Fonds für unseren Datensatz kein ernsthaftes Problem dar.

Im folgenden Abschnitt D.II werden Rangfolgen der Fonds gemäß der Sharpe Ratio für unterschiedliche Marktphasen bei annahmegemäß konstanten fondsspezifischen Charakteristika analysiert. Anschließend wird diese Annahme in Abschnitt D.III aufgehoben und über Regressionsanalysen die Abhängigkeit der (Differential) Sharpe Ratios der Fonds von dem Mittelwert und der Standardabweichung der Marktüberschussrenditen für den jeweiligen Betrachtungszeitraum untersucht.

II. Marktphasenabhängigkeit bei Annahme konstanter Charakteristika der Fonds

Auf Basis der zuvor bestimmten fondsspezifischen Charakteristika werden nun die Sharpe Ratios der Fonds für verschiedene Marktphasen (Zeitfenster) bestimmt. Hierbei werden über die Zeit konstante Charakteristika der Fonds angenommen,⁵⁴ um so zunächst isolierte Betrachtungen der Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratios zu ermöglichen.⁵⁵ Die Parameter \bar{e}_M und s_M des Marktes variieren hingegen in Abhängigkeit der jeweiligen Marktphase. Im Folgenden werden exemplarisch fünf 36 Monate umfassende Zeitfenster ausgewählt, die das gesamte Spektrum des Untersuchungszeitraums von 1995 bis 2004 repräsentieren.

Zur Auswahl dieser repräsentativen Marktphasen werden zunächst die durchschnittlichen monatlichen Marktüberschussrenditen für 85 rollierende, jeweils 36 Monate umfassende Zeitfenster mit den Endmonaten Dezember 1997 bis Dezember 2004 bestimmt. Anschließend werden diese 85 Zeitfenster gemäß ihren durchschnittlichen monatlichen Marktüberschussrenditen sortiert. Um das gesamte Spektrum realistischer Marktphasen für den zehnjährigen Untersuchungszeitraum über fünf exemplarische Zeitfenster abzubilden, werden aus diesen 85 Zeitfenstern jene fünf ausgewählt, die das Minimum, den Median, das Maximum sowie das 1/3- und das 2/3-Quantil der durchschnittlichen Markt-

Tab. 2: Repräsentative Marktphasen für 36-monatige Zeitfenster von 01/1995 bis 12/2004

| Parameter des Marktindex | Marktphase „Minimum“ 04/00-03/03 | Marktphase „1/3-Quantil“ 01/02-12/04 | Marktphase „Median“ 09/98-08/01 | Marktphase „2/3-Quantil“ 07/97-06/00 | Marktphase „Maximum“ 07/95-06/98 |
|--------------------------------|--|--|---------------------------------------|--|--|
| $\overline{e}r_M$ | -2,37 % | -0,14 % | 0,20 % | 1,68 % | 2,43 % |
| s_M | 5,94 % | 6,61 % | 5,19 % | 6,49 % | 4,45 % |
| SR_M | -39,84 % | -2,12 % | 3,89 % | 25,84 % | 54,63 % |

überschussrenditen aufweisen. Für die so ausgewählten fünf 36-monatigen Zeitfenster sind in Tab. 2 die jeweiligen durchschnittlichen Überschussrenditen, die Standardabweichungen und die Sharpe Ratios des Marktindex DAFOX wiedergegeben.

Für diese fünf Marktphasen werden basierend auf den zuvor bestimmten Charakteristika der einzelnen Fonds deren Sharpe Ratios auf Basis von (8) berechnet. Anschließend wird für jede der fünf Marktphasen eine Fondsrangfolge gemäß der Sharpe Ratio erstellt. Da die fondsspezifischen Charakteristika hier jeweils in identischer Höhe in die Sharpe Ratios der Fonds eingehen, sind sämtliche Differenzen zwischen den verschiedenen Sharpe Ratios eines Fonds als auch die resultierenden unterschiedlichen fünf Rangfolgen der Fonds – per Konstruktion – ausschließlich auf den Marktphaseneinfluss zurückzuführen.⁵⁶

Tab. 3 gibt die Spearmanschen-Rang-Korrelationskoeffizienten zwischen jeweils zwei Fondsrangfolgen gemäß der Sharpe Ratio für die unterschiedlichen Marktphasen wieder. Falls kein Einfluss von Marktphasen auf die Sharpe Ratios und Fondsrangfolgen vorläge, würden alle Korrelationskoeffizienten eins betragen. Da einige der Korrelationskoeffizienten in Tab. 3 nahe eins sind, liegt für den betrachteten Datensatz eine relativ schwache Marktphasenabhängigkeit der Fondsrangfolgen vor. Am deutlichsten wird der Marktphaseneinfluss bei einem Vergleich der Maximum- mit der Minimum-Marktphase. Hier beträgt der Spearmansche-Rang-Korrelationskoeffizient 0,81.

Ein abgesicherter Marktphaseneinfluss auf Fondsrangfolgen gemäß der Sharpe Ratio liegt bereits vor, wenn Korrelationskoeffizienten signifikant kleiner als eins sind. Im Folgenden wird daher exemplarisch die H_0 -Hypothese für einen Korrelationskoeffizienten größer gleich 0,95 getestet.⁵⁷ In Tab. 3 sind die Koeffizienten mit * gekennzeichnet, die

Tab. 3: Spearmansche-Rang-Korrelationskoeffizienten zwischen Rangfolgen von Fonds gemäß der Sharpe Ratio für unterschiedliche Marktphasen

| | Minimum | 1/3-Quantil | Median | 2/3-Quantil | Maximum |
|-------------|---------|-------------|--------|-------------|---------|
| Minimum | 1 | | | | |
| 1/3-Quantil | 0,95 | 1 | | | |
| Median | 0,94 | 1,00 | 1 | | |
| 2/3-Quantil | 0,90 * | 0,99 | 0,99 | 1 | |
| Maximum | 0,81 * | 0,91 * | 0,92 * | 0,94 | 1 |

Test H_0 : Koeffizient $\geq 0,95$. Auf dem 5 %-Niveau signifikante Werte sind mit * gekennzeichnet.

bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % als signifikant kleiner 0,95 ausgewiesen werden.

Die signifikanten Korrelationen kleiner 0,95 bestätigten den Marktphaseneinfluss auf Fondsrangfolgen zwischen deutlich unterschiedlichen Marktphasen. Weniger stark unterschiedliche Marktphasen hingegen führen für den untersuchten Fondsdatensatz nur zu geringen Veränderungen der Rangfolgen der Fonds. Ein Grund hierfür ist, dass der Anteil des systematischen Risikos am Gesamtrisiko für fast alle untersuchten deutschen Aktienfonds relativ hoch ist und sich die meisten Fonds diesbezüglich kaum unterscheiden (vgl. Tab. 1). Der vor allem über die DSR2 bedingte Marktphaseneinfluss auf die Sharpe Ratios ist damit für die betrachteten Aktienfonds relativ niedrig. Darüber hinaus sind die Unterschiede hinsichtlich dieses Effektes zwischen vielen Fonds gering, so dass deutliche Rangänderungen nur für wenige Fonds vorliegen, die sich bezüglich des Anteils unsystematischen Risikos am Gesamtrisiko stark von anderen Fonds unterscheiden. Dies gilt insbesondere für den „DM-Aktien-Fonds Trinkaus“ mit einem R^2 von (nur) 75,82 %, der für die betrachteten fünf Marktphasen Ränge von 53 in der Marktphase Maximum bis 12 für die Marktphase Minimum aufweist.

Für die hier untersuchten Fonds ist die Marktphasenabhängigkeit damit praktisch insbesondere dann relevant, wenn über die Sharpe Ratio die Leistung von Fonds für eine außergewöhnliche Baisse- oder Hausse-Phase bestimmt wird oder wenn einzelne Fonds mit relativ geringen R^2 betrachtet werden. Die Performance der Fonds gemäß der Sharpe Ratio und hierauf basierende Rangfolgen sind dann nicht mehr überwiegend auf die Leistung der Fonds, sondern zu einem bedeutenden Anteil auch auf die jeweilige Marktphase zurückzuführen und damit im Ergebnis als zufällig zu werten.

III. Marktphasenabhängigkeit bei veränderlichen Charakteristika der Fonds

Im Gegensatz zur Ceteris-Paribus-Betrachtung im vorherigen Abschnitt werden nun potenziell veränderliche Charakteristika der Fonds über die Zeit sowie zufällige Ausprägungen der Verteilungsparameter der fondsspezifischen Terme berücksichtigt. Konkret wird in diesem Abschnitt der Marktphaseneinfluss auf die Sharpe Ratios und die Differential Sharpe Ratios der Fonds über monatlich rollierende, 36 Monate umfassende Zeitfenster mit den Endmonaten Dezember 1997 bis Dezember 2004 untersucht. Die Analysen werden für alle 53 Fonds sowie den DAX durchgeführt und die Ergebnisse der Fonds als durchschnittliche Werte für die im Folgenden spezifizierten Fondsgruppen wiedergegeben.

Ein wesentlicher Einfluss der Marktphasenabhängigkeit auf Sharpe Ratios wirkt – wie in Abschnitt C.II dargestellt – über die zufällige Ausprägung von $\bar{e}r_M$ auf die DSR2, wobei dieser Einfluss mit der Höhe des Anteils unsystematischer Risiken am Gesamtrisiko von Fonds $(1 - R^2)$ zunimmt. Zur Analyse der Marktphasenabhängigkeit bietet es sich daher an, Fonds gemäß diesen Anteilen zu gruppieren.⁵⁸ Hierzu werden zunächst die Charakteristika der Fonds gemäß (5) für jedes betrachtete 36-monatige Zeitfenster separat bestimmt. Für diese 85 Zeitfenster wird jeweils eine Fondsrangfolge gemäß der Größe $(1 - R^2)$ erstellt. Dann wird für jeden Fonds notiert, in wie vielen der Zeitfenster er sich in der oberen Hälfte⁵⁹ bezüglich dieses Anteils befindet. Anschließend werden die Fonds

Tab. 4: Mittelwerte der Charakteristika der Fonds und des DAX für den Zeitraum von 01/1995 bis 12/2004 (erklärende Variable ist der DAFOX)

| | | Jensen Alpha | Beta | Standardabweichung des Terms ε | R^2 |
|-------------|-----|--------------|------|---|---------|
| Fondsgruppe | HUR | -0,16 % | 1,04 | 2,50 % | 84,20 % |
| | MUR | -0,24 % | 1,14 | 1,86 % | 92,58 % |
| | LUR | -0,23 % | 1,14 | 1,63 % | 94,26 % |
| | DAX | -0,19 % | 1,21 | 1,66 % | 94,70 % |

gemäß dieser Kennzahl geordnet. Die 10 Fonds mit den höchsten Kennzahlen (in 85 bis 75 aller Zeitfenster in der oberen Hälfte) werden der Gruppe „High Unsystematic Risk“ (HUR)-Fonds zugeordnet. Weitere 10 Fonds mit den niedrigsten Werten (in 0 bis 7 aller Zeitfenster in der oberen Hälfte) bilden die Gruppe „Low Unsystematic Risk“ (LUR)-Fonds. Die verbleibenden 33 Fonds werden in der Gruppe „Mid Unsystematic Risk“ (MUR)-Fonds zusammengefasst. Tab. 4 gibt die (durchschnittlichen) Charakteristika der Fondsgruppen und des DAX für den Gesamtzeitraum von 01/1995 bis 12/2004 wieder.

Um die Bedeutung des Marktphaseneinflusses auf die Sharpe Ratio über die Zeit herauszuarbeiten, wird zunächst für jeden Fonds und für jedes der 85 Zeitfenster die DSR2 auf Basis von (9) bestimmt. Die aggregierten Ergebnisse sind in Abb. 3 dargestellt. Auf der linken Ordinate sind die DSR2 der Fonds abgetragen und auf der rechten Ordinate die

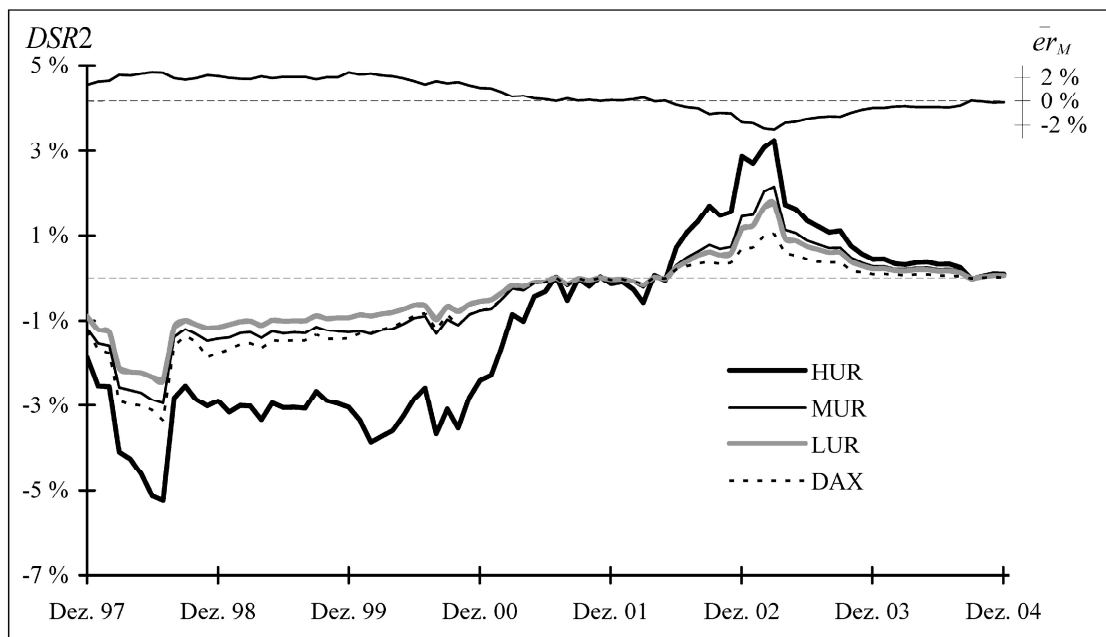


Abb. 3: DSR2 der Fonds und des DAX für 36-monatige Untersuchungszeiträume

Marktüberschussrendite \bar{er}_M für den jeweiligen 36-monatigen Untersuchungszeitraum (die Abszisse bezeichnet die Endzeitpunkte der Zeitfenster). Es wird deutlich, dass der durchschnittliche Beitrag der DSR2 zur Sharpe Ratio in außergewöhnlich positiven oder negativen Marktphasen am höchsten ist. Wie in Abschnitt C.II begründet, liegen die niedrigsten (höchsten) DSR2 in Hausse-Phasen (Baisse-Phasen) für die relativ gering diversifizierten HUR-Fonds vor. Insbesondere in den bis Ende 2000 besonders positiven Marktphasen beträgt der Unterschied der DSR2 zwischen den HUR- und den anderen Fonds teilweise über 2 %. Hingegen sind die Unterschiede zwischen den LUR- und den MUR-Fonds gering, was über die relativ geringe Differenz zwischen den R^2 dieser Fondsgruppen erklärbar ist (vgl. Tab. 4).

Im Anschluss an diese visuelle Untersuchung der Marktphasenabhängigkeit von DSR2 als Komponente der Sharpe Ratio werden nun die (gesamten) Sharpe Ratios der Fonds über Zeitreihenregressionen analysiert. Die Sharpe Ratios der Fonds über die betrachteten rollierenden Zeitfenster werden hierbei über das arithmetische Mittel und die Standardabweichung der Überschussrenditen des Marktindex DAFOX erklärt. Da die Zeitreihen der Variablen integriert vom Grade eins sind,⁶⁰ werden die Regressionen gemäß (10) auf Basis der ersten Differenzen durchgeführt. Δ bezeichnet hierbei die erste Differenz der jeweiligen Variablen, beispielsweise $\Delta SR_{it} = SR_{it} - SR_{it-1}$.⁶¹ Die über die rollierenden Zeitfenster bestimmte Zeitreihe der 84 Veränderungen der Sharpe Ratios ΔSR_{it} des jeweiligen Fonds stellt in der Regression die zu erklärende Variable dar. Erklärende Variablen sind die Veränderungen des arithmetischen Mittels $\Delta \bar{er}_M$ sowie der Standardabweichung Δs_M der Überschussrenditen des DAFOX.⁶²

$$(10) \quad \Delta SR_{it} = \gamma_{0i} + \gamma_{1i} \Delta \bar{er}_M + \gamma_{2i} \Delta s_M + \varepsilon_{it}$$

In Tab. 5 sind die Ergebnisse der Regressionsschätzungen gemäß (10) zusammengefasst. Die (durchschnittlichen) γ_1 -Koeffizienten der Fondsgruppen und des DAX sind jeweils etwas höher als 17,5 und damit wie erwartet positiv. Darüber hinaus sind alle γ_1 -Koeffizienten signifikant größer null.⁶³ Folglich haben positive Veränderungen der Marktphase ($\Delta \bar{er}_M > 0$) einen positiven Einfluss auf die Veränderungen der Sharpe Ratios der Fonds und umgekehrt. Die Unterschiede zwischen den Fonds-Gruppen sind wie erwartet aber

Tab. 5: Einfluss von Marktphasen auf Sharpe Ratios

| | | Mittlere Regressionskoeffizienten | | | Anteil signifikanter Regressionskoeffizienten ($\alpha = 5\%$) | | | Adjustiertes R^2 | |
|------------------|-----|--------------------------------------|---------------|---------------|--|-------------------|----------------------|--------------------|--|
| | | γ_{0i} | γ_{1i} | γ_{2i} | $\gamma_{0i} \neq 0$ | $\gamma_{1i} > 0$ | $\gamma_{2i} \neq 0$ | Mittlerer Wert | Veränderung gegenüber 1-Faktor-Regr. |
| Fonds- gruppe | HUR | -0,06 % | 17,57 | -1,15 | 0,00 % | 100,00 % | 0,00 % | 76,05 % | 0,57 % |
| | MUR | -0,03 % | 18,30 | -1,70 | 0,00 % | 100,00 % | 0,00 % | 85,16 % | 0,71 % |
| | LUR | -0,03 % | 18,37 | -1,76 | 0,00 % | 100,00 % | 0,00 % | 86,71 % | 0,68 % |
| DAX | | -0,03 % | 17,90 | -2,19 | 0 | 1 | 0 | 86,99 % | 1,15 % |

relativ gering, so dass $\Delta \bar{e}r_{Mt}$ nur einen geringen Einfluss auf die relative Performance der Fondsgruppen ausübt. Das durchschnittliche adjustierte Bestimmtheitsmaß beträgt jeweils über 75 %. Die Hinzunahme der Standardabweichung des DAFOX als zweite erklärende Variable führt nur zu einer geringen Erhöhung des Erklärungsgehaltes um circa 1 %. Der Einfluss der Veränderungen des Mittelwertes der Marktüberschussrenditen auf die Sharpe Ratios der Fonds ist also wesentlich höher als der Einfluss der Veränderungen der Standardabweichung der Marktüberschussrenditen.

Zur Analyse der Unterschiede der Sharpe Ratios der Fonds untereinander und insbesondere im Vergleich der Fonds mit dem Marktindex folgen Regressionsanalysen der Veränderungen der Differential Sharpe Ratios (ΔDSR_{it}) gemäß (11).⁶⁴ Diese Analysen werden sowohl für die DSR als auch separat für deren Komponenten DSR1 ($\Delta DSR1_{it}$) und DSR2 ($\Delta DSR2_{it}$) für jeden Fonds durchgeführt. In Tab. 6 sind die Ergebnisse zusammengefasst.⁶⁵

$$(11) \quad \Delta DSR_{it} = \gamma_{0i} + \gamma_{1i} \Delta \bar{e}r_{Mt} + \gamma_{2i} \Delta s_{Mt} + \varepsilon_{it}$$

Hinsichtlich der DSR-Regressionen betragen die γ_1 -Koeffizienten für die Fondsgruppen und den DAX zwischen $-0,74$ bis $-1,54$. Eine Veränderung der Marktüberschussrendite um $\Delta \bar{e}r_{Mt} = -1$ % bedingt folglich eine durchschnittliche Erhöhung der DSR der Fonds um

Tab. 6: Einfluss von Marktphasen auf die Differential Sharpe Ratios (DSR) und ihre Komponenten DSR1 und DSR2

| | | Mittlere Regressionskoeffizienten | | | Anteil signifikanter Regressionskoeffizienten ($\alpha = 5$ %) | | | Adjustiertes R^2 | |
|-------------|----------|-----------------------------------|---------------|---------------|---|-------------------|----------------------|--------------------|--------------------------------------|
| | Maß | γ_{0i} | γ_{1i} | γ_{2i} | $\gamma_{0i} \neq 0$ | $\gamma_{1i} < 0$ | $\gamma_{2i} \neq 0$ | Mittlerer Wert | Veränderung gegenüber 1-Faktor-Regr. |
| Fondsgruppe | DSR1 | -0,06 % | 0,49 | 0,28 | 0,00 % | 0,00 % | 10,00 % | 3,22 % | 1,95 % |
| | HUR DSR2 | -0,04 % | -2,03 | 0,46 | 0,00 % | 100,00 % | 0,00 % | 61,93 % | 3,03 % |
| | DSR | -0,10 % | -1,54 | 0,74 | 0,00 % | 40,00 % | 20,00 % | 6,11 % | 2,82 % |
| | DSR1 | -0,06 % | 0,29 | -0,03 | 0,00 % | 0,00 % | 12,12 % | 1,44 % | 1,27 % |
| | MUR DSR2 | -0,02 % | -1,09 | 0,21 | 0,00 % | 100,00 % | 0,00 % | 62,73 % | 2,74 % |
| | DSR | -0,08 % | -0,81 | 0,19 | 0,00 % | 42,42 % | 15,15 % | 3,13 % | 0,97 % |
| | DSR1 | -0,06 % | 0,14 | -0,04 | 0,00 % | 0,00 % | 10,00 % | -1,28 % | -0,45 % |
| | LUR DSR2 | -0,01 % | -0,88 | 0,17 | 0,00 % | 100,00 % | 0,00 % | 62,75 % | 2,02 % |
| | DSR | -0,07 % | -0,74 | 0,13 | 0,00 % | 30,00 % | 10,00 % | 1,25 % | -0,33 % |
| DAX | DSR1 | -0,05 % | -0,30 | -0,72 | 0 | 0 | 0 | 0,11 % | 0,95 % |
| | DSR2 | -0,02 % | -0,91 | 0,41 | 0 | 1 | 0 | 57,05 % | 9,74 % |
| | DSR | -0,07 % | -1,21 | -0,31 | 0 | 1 | 0 | 3,79 % | -0,89 % |

0,74 bis 1,54 %. Dies bestätigt den auf Basis von (9) erwarteten positiven Einfluss einer schlechteren Marktphasen ($\Delta \bar{e}r_{Mt} < 0$) auf die DSR der Fonds und umgekehrt. Dieser Einfluss wird dabei für 40 % der HUR-Fonds als signifikant kleiner null ausgewiesen. Für die MUR- und die LUR-Fonds beträgt der Anteil signifikanter Koeffizienten 42,42 % beziehungsweise 30 %.

Die Analysen der Veränderungen der DSR2 gemäß (11) verdeutlichen, dass der auf diese Komponente zurückzuführende Marktphaseneinfluss umso stärker ist, je höher der Anteil des unsystematischen Risikos der Fonds ist. So beträgt der durchschnittliche γ_1 -Koeffizient in Tab. 6 für die HUR-Fonds $-2,03$, für die MUR- und LUR-Fonds hingegen nur $-1,09$ beziehungsweise $-0,88$. Die γ_1 -Koeffizienten aller Fonds und des DAX sind dabei signifikant kleiner null.

Über entsprechende Regressionsanalysen der DSR1 der Fonds ergeben sich hingegen umgekehrte Ergebnisse. So ist der durchschnittliche γ_1 -Koeffizient für die HUR-Fonds mit $0,49$ am höchsten, für die MUR- und die LUR-Fonds betragen sie $0,29$ beziehungsweise $0,14$. Der unterschiedlich hohe Einfluss von $\Delta \bar{e}r_{Mt}$ auf die DSR2 der Fonds wird somit über entgegengesetzte Effekte der DSR1 teilweise kompensiert. Daher ergeben sich für die hier untersuchten deutschen Fonds relativ geringe Unterschiede der Marktphasenabhängigkeiten der DSR für die verschiedenen Fondsgruppen.

Interessant ist ferner der für die Regressionen bestimmte Erklärungsgehalt. Während die Veränderungen der DSR1 aller Fonds kaum über die Marktphasen erklärt werden können, liegt das adjustierte R^2 für die Veränderungen der DSR2 für alle Fondsgruppen und den DAX um 60 %. Die Komponenten DSR1 und DSR2 zusammenfassend werden die Veränderungen der DSR der HUR-Fonds zu gut 6 %, die der MUR- und der LUR-Fonds zu gut 3 % beziehungsweise 1 % durch Marktphasenveränderungen bestimmt. Trotz ihres deutlich höheren Anteils unsystematischer Risiken werden damit die Veränderungen der Differential Sharpe Ratios der HUR-Fonds zu einem höheren Anteil über den Marktphaseneinfluss erklärt.

Die Ergebnisse der empirischen Untersuchung zusammenfassend ist hervorzuheben, dass für den untersuchten Datensatz deutscher Aktienfonds Änderungen der Marktphasen die Sharpe Ratios der Fonds erwartungsgemäß relativ stark beeinflussen. Der Marktphaseneinfluss auf die Differential Sharpe Ratios der Fonds und dabei insbesondere auf deren DSR2 wird ebenfalls bestätigt. Positive Änderungen der Marktphasen führen durchschnittlich zur Verringerung der DSR der Fonds und umgekehrt. Dieser Marktphaseneinfluss unterscheidet sich allerdings nicht sehr stark für die hier gebildeten Gruppen deutscher Fonds, wobei HUR-Fonds – die theoretischen Überlegungen in Abschnitt C.II bestätigend – durchschnittlich eine etwas stärkere Abhängigkeit von der Marktphase aufweisen.

E. Fazit und Ausblick

In diesem Beitrag wurde die kontrovers diskutierte Problematik untersucht, ob die Leistung von Fonds auch in anormalen Marktphasen auf Basis der Sharpe Ratio sinnvoll beurteilt werden kann. Die in Abschnitt B zusammengefassten Darstellungen der in der Literatur und in praxi häufig vorgebrachten Kritik am Einsatz der Sharpe Ratio in Baisse-Perioden sowie die in diesem Zusammenhang jüngst vorgeschlagenen Modifikationen der Sharpe Ratio verdeutlichten den Forschungsbedarf auf diesem Gebiet.

Um allgemeingültige Aussagen zu ermöglichen, wurde im Abschnitt C zunächst analytisch untersucht, inwiefern von der Sharpe Ratio eines Fonds auf dessen „reine“ Leistung geschlossen werden kann. Unter Rückgriff auf fondsspezifische Charakteristika auf Basis eines Ein-Faktor-Modells erfolgte eine detaillierte Analyse der Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio. Insbesondere wurde ein entgegengesetzter Marktphaseneinfluss fondsspezifischer Risiken auf die Sharpe Ratio in Baisse- und in Hausse-Phasen aufgezeigt. Dies führt dazu, dass die Performance relativ gering diversifizierter Fonds gemäß Sharpe Ratio in Baisse-Perioden im Vergleich zu anderen Fonds über- und in außergewöhnlich positiven Marktphasen unterschätzt wird. Folglich wird die Sharpe Ratio einerseits durch die Leistung des Fondsmanagements, andererseits durch die jeweils zu Grunde liegende, hier als zufällig angesehene Marktphase bestimmt. Rangfolgen von Fonds gemäß Sharpe Ratio können daher aufgrund dieser Marktphasenabhängigkeit selbst bei Vorliegen stabiler fondsspezifischer Charakteristika über die Zeit variieren.

Die Stärke der Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio hängt grundsätzlich vom Einzelfall ab, konkret von den jeweiligen Charakteristika der untersuchten Fonds und den Parametern des Marktes in Verbindung mit dem gewählten Untersuchungszeitraum. In Abschnitt D wurden die Ausprägungen des Marktphaseneinflusses für deutsche Aktienfonds empirisch untersucht. Bei Annahme stabiler und von der Größenordnung realistischer Charakteristika der Fonds wurden zunächst für unterschiedliche Marktphasen gering divergierende Fondsrangfolgen ermittelt. Anschließend wurde die Abhängigkeit der Sharpe Ratios sowie der Differential Sharpe Ratios der Fonds insbesondere vom Mittelwert der Marktüberschussrenditen über Zeitreihenregressionsanalysen bestätigt.

Die zentralen Ergebnisse dieses Beitrags sind sowohl aus theoretischer als auch aus praktischer Perspektive weit reichend. Anleger sollten sich bei der Beurteilung der Leistung von Fonds auf Basis der klassischen Sharpe Ratio bewusst sein, dass die Ergebnisse durch die zu Grunde liegenden Marktphasen mehr oder weniger verzerrt sind. Für deutsche Aktienfonds wurde diese Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratios für die betrachteten Fondsgruppen bestätigt. Aufgrund eines geringen Anteils des unsystematischen Risikos am Gesamtrisiko vieler Fonds ist der Marktphaseneinfluss jedoch relativ schwach. Daher führt die Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio in der vorliegenden Untersuchung nur zu geringen Veränderungen der relativen Vorteilhaftigkeit der Fondsgruppen.

Eine größere Bedeutung des Marktphaseneinflusses kann beispielsweise für Fonds mit abweichenden Anlageschwerpunkten vorliegen. So zeigen empirische Untersuchungen, dass US-amerikanische Fonds geringere durchschnittliche R^2 gegenüber breiten Marktindizes von circa 80 % aufweisen.⁶⁶ Der Anteil des unsystematischen Risikos am Gesamtrisiko dieser Fonds ist folglich deutlich höher als für die hier untersuchten deutschen Aktienfonds. Somit ist für den US-amerikanischen Fondsmarkt eine höhere Relevanz der Marktphasenabhängigkeit von Sharpe Ratios und hierauf basierenden Fondsrangfolgen zu erwarten.

Dieser Beitrag zeigt, dass die klassische Sharpe Ratio eines Fonds sowohl von dessen fondsspezifischen Charakteristika als auch von dem zufälligen Marktphaseneinfluss des jeweils zu Grunde liegenden Untersuchungszeitraums bestimmt wird. Zur Beurteilung der „reinen“ Leistung von Fonds eignet sich die klassische Sharpe Ratio folglich nicht. Der Fehler ist umso größer, je ungewöhnlicher der Untersuchungszeitraum ist. Auch die in der Literatur vorgeschlagenen und in Abschnitt B skizzierten Modifikationen der Sharpe Ratio

von *Israelsen* (2003, 2005) sowie *Ferruz/Sarto* (2004) eignen sich nicht zur Behebung dieses Problems, da sie den hier aufgezeigten Marktphaseneinfluss weder erkennen noch berücksichtigen. Zur Beurteilung der „reinen“ Leistung von Fonds ist die klassische Sharpe Ratio daher – auf Basis der Überlegungen in Abschnitt C.II – um den zufälligen Marktphaseneinfluss zu bereinigen.⁶⁷

Als grundsätzliche Vorgehensweise empfehlen wir für künftige empirische Untersuchungen zur Fondsperformance die Bestimmung so genannter „normalisierter“ Sharpe Ratios. Hierfür ist zunächst eine separate Schätzung der fondsspezifischen Charakteristika vorzunehmen. In diesem Zusammenhang könnte auf einen relativ kurzen Untersuchungszeitraum zurückgegriffen werden wie drei bis fünf Jahre. Für diesen kurzen Zeitraum spricht, dass für viele (junge) Fonds keine langfristigeren Daten verfügbar sind. Darüber hinaus ändern sich Leistung und Anlageschwerpunkte von Fonds tendenziell mit zunehmendem Zeithorizont.⁶⁸ Anschließend sind die Parameter Mittelwert und Standardabweichung der Überschussrenditen des Marktes separat zu bestimmen. Um hierbei zufällige Marktphaseneinflüsse zu vermeiden, sollte bei der Bestimmung der Verteilungsparameter der Marktrenditen tendenziell auf lange Zeiträume zurückgegriffen werden, die im Gegensatz zu Fondsrenditen auch regelmäßig verfügbar sind.⁶⁹ Anschließend ist dann auf der Grundlage von Gleichung (8) eine Zusammenführung dieser Ergebnisse zur normalisierten Sharpe Ratio der Fonds möglich. Diese Kennzahl gibt die Leistung der Fonds wieder, die sie in einer normalen (durchschnittlichen) Marktphase erzielt hätten. Es werden also Verzerrungen aufgrund zufälliger außergewöhnlicher Marktphasen vermieden. Erst dadurch wird eine adäquate Beurteilung der (reinen) Leistung des Fondsmanagements ermöglicht.

Die in diesem Beitrag aufgezeigte Abhängigkeit der Sharpe Ratios von fondsspezifischen Charakteristika einerseits und von der Marktphase andererseits hat weit reichende Konsequenzen und führt zu weiteren interessanten Fragestellungen. Offensichtlich wird die Durchführung einer Vielzahl neuer Performanceanalysen von Fonds motiviert. Ferner sind die Ergebnisse vorliegender empirischer Untersuchungen auf Basis der klassischen Sharpe Ratio kritisch zu hinterfragen. Darüber hinaus bietet es sich an, über Varianten der zuvor skizzierten normalisierten Sharpe Ratio künftige Sharpe Ratios von Fonds zu prognostizieren. In diesem Zusammenhang könnte empirisch überprüft werden, welche konkrete Ausgestaltung der Normalisierung zu geeigneten Schätzern der künftigen Performance von Fonds führt. Variationsmöglichkeiten sind beispielsweise die zu Grunde gelegten Zeiträume sowie die Modelle beziehungsweise Verfahren zur Schätzung der fondsspezifischen Charakteristika und der Verteilungsparameter des Marktes.

Schließlich lassen sich die zentralen Zusammenhänge dieses Beitrags auf andere Betrachtungsgegenstände übertragen, wie beispielsweise die risikoadjustierte Performancemessung von Geschäftseinheiten über RORAC- oder RAROC-Konzepte in Banken⁷⁰ oder die erfolgsabhängige Entlohnung von (Fonds-)Managern. Letztlich sind die hier aufgezeigten Zusammenhänge immer dann relevant, wenn Ex-post-Rendite-Risiko-Kennzahlen auf der Grundlage von Renditenvolatilitäten berechnet werden. Wie hier am Beispiel der Sharpe Ratio dargestellt, wird beim Einsatz dieser Kennzahlen die Leistung des Managements von Fonds (oder von Geschäftseinheiten) mit einem hohen unsystematischen Risiko in negativen Marktphasen relativ zu gut bewertet. In außergewöhnlich positiven Marktphasen hingegen wird ihre Performance gegenüber anderen Fonds zu schlecht beurteilt. Klassische Performancemaße, die eine solche systematische Rankingverzerrung

aufgrund der in diesem Beitrag aufgezeigten Marktphasenabhängigkeit nicht implizieren, berücksichtigen als zentrales Risikomaß anstelle des Gesamtrisikos (der Renditenvolatilitäten) das systematische Risiko (Beta) der Fonds. Hierzu zählen unter anderem die Treynor Ratio, das Jensen Alpha und die Appraisal Ratio.⁷¹

Anmerkungen

- * Wir danken Klaus Eberl, Oliver Entrop, Christoph Memmel und zwei anonymen Gutachtern für wertvolle Hinweise und Verbesserungsvorschläge.
- 1 Vgl. Sharpe (1966). Nach Modigliani/Modigliani (1997), S. 46, ist die Sharpe Ratio das „most common measure of risk-adjusted return“, nach Lo (2002), S. 36, „(o)ne of the most commonly cited statistics in financial analysis“.
- 2 Vgl. Modigliani/Modigliani (1997).
- 3 Vgl. Breuer/Gürtler (1999), Scholz/Wilkens (2003), Breuer/Gürtler (2005).
- 4 Vgl. hierzu z. B. Eling/Schuhmacher (2005) und die dort angegebene Literatur.
- 5 Vgl. Tinic/West (1979), S. 551, Jobson/Korkie (1981), S. 891, Stucki (1988), S. 186, Theissen/Greifzu (1998), S. 454, Fn. 33, Vinod/Morey (2000), S. 27, Ferruz/Sarto (2004), S. 274 f., Tempeler/Rauscher (2004), S. 139, Ferruz/Vicente (2005), S. 400, Israelsen (2005), S. 423 f.
- 6 Vgl. z. B. Ruhkamp (2003), o. V. (2003b), S. 17.
- 7 Vgl. hierzu ausführlicher z. B. Breuer/Gürtler/Schuhmacher (2004), S. 140–151.
- 8 Vgl. Sharpe (1966), S. 123.
- 9 Darüber hinaus ist die Sharpe Ratio auch in anderen praktisch relevanten Entscheidungssituationen von Bedeutung. Solange das Gesamtportfolio des Anlegers nicht vollständig diversifiziert ist, sollten Anleger bei beabsichtigter Investition in einen Fonds zur Fondsauswahl auf ein investorspezifisches Performancemaß zurückgreifen, das von der Sharpe Ratio und der Treynor Ratio bestimmt wird. Vgl. hierzu Scholz/Wilkens (2003), Breuer/Gürtler (2005).
- 10 Vgl. Sharpe (1975), S. 30, Sharpe (1994), S. 50–52, Sharpe (1998), S. 23. Im Originalbeitrag verwendet *Sharpe* bei einem zehnjährigen Untersuchungszeitraum abweichend die Rendite einer zehnjährigen Staatsanleihe als risikofreien Zins, vgl. Sharpe (1966), S. 123. Dies impliziert einen entsprechenden Planungshorizont des Anlegers, da diese Rendite sonst nicht risikofrei erzielbar wäre. In späteren Arbeiten wurde regelmäßig gemäß (2) ein durchschnittlicher kurzfristiger Zinssatz als risikofreier Zins verwendet. In Sharpe (1994), S. 50–52, wird vorgeschlagen, alternativ zum risikofreien Zins die Rendite einer nicht näher spezifizierten Benchmark einzusetzen. Im Zentrum dieses Beitrags steht die klassische (Ex-post-)Sharpe Ratio gemäß (2). Der Mittelwert der monatlichen risikofreien Zinssätze \bar{r}_f sowie der Mittelwert der Fondsrenditen \bar{r}_i für den Untersuchungszeitraum ergeben sich hierbei analog zu (3).
- 11 Vgl. Breuer/Gürtler (2003, 2005).
- 12 Vgl. Reilly/Norton (2003), S. 749 f.
- 13 O. V. (2003a), S. 22.
- 14 Miller/Gehr (1978) zeigen, dass die Beschränkung der Grundgesamtheit bei der Schätzung der Sharpe Ratios von Fonds in empirischen Untersuchungen eine Verzerrung gegenüber den „wahren“ Sharpe Ratios zur Folge hat. Daher schlagen sie die Verwendung eines Korrekturfaktors vor. Da dieser Faktor jedoch bei zu Grunde Legung identisch langer Untersuchungszeiträume aller betrachteten Fonds keinen Einfluss auf die Rangfolge der Fonds gemäß der Sharpe Ratio besitzt und darüber hinaus die Verzerrungen bei Untersuchungen auf Basis monatlicher Fondsrenditen für mehrjährige Untersuchungszeiträume sehr gering sind, wird in diesem Beitrag – wie in den meisten empirischen Untersuchungen – auf die Berücksichtigung dieses Korrekturfaktors verzichtet.
- 15 Akeda (2003), S. 20, bezeichnet diesen Zusammenhang als „conventional wisdom about investments“.
- 16 Zu einem Signifikanztest hinsichtlich der Gleichheit der Sharpe Ratios mehrerer Fonds siehe Jobson/Korkie (1981), S. 894–897, in Verbindung mit Memmel (2003).
- 17 Vgl. o. V. (2003c), S. 22.

- 18 Vgl. Theissen/Greifzu (1998), S. 454, Fn. 33.
- 19 Israelsen (2003), S. 50.
- 20 Plantinga (1999), S. 24.
- 21 Beispielsweise wird bei den in der Frankfurter Allgemeine Zeitung dargestellten Fondsrankings seit Anfang 2003 sowohl auf die Angabe negativer Sharpe Ratios als auch auf deren Verwendung zur Erstellung von Fondsrangfolgen verzichtet. Vgl. o. V. (2003a), o. V. (2003c).
- 22 Vgl. Israelsen (2003), S. 50, Israelsen (2005), S. 425. Die Bezeichnung $\text{abs}(\bar{e}r_i)$ kennzeichnet hierbei den Absolutbetrag des arithmetischen Mittelwertes $\bar{e}r_i$ der monatlichen Überschussrenditen des Fonds i .
- 23 Vgl. Ferruz/Sato (2004), S. 275.
- 24 Vgl. Ferruz/Vicente (2005), S. 400.
- 25 Vgl. Simon (1994), S. 214 f., Lobosco (1999), S. 67.
- 26 Vgl. Simon (1994), S. 215, Akeda (2003), S. 20 f.
- 27 Vgl. Sharpe (1975), S. 33.
- 28 Zu einer alternativen Rechtfertigung der klassischen Sharpe Ratio bei Vorliegen von Baisse-Phasen vgl. McLeod/van Vuuren (2004).
- 29 Auf die Berücksichtigung von Leerverkäufen der Fonds oder des Marktindex wird – wie in diesem Zusammenhang üblich – verzichtet.
- 30 Vgl. Simon (1994), S. 214.
- 31 Diese Frage wird jedoch bei den beiden oben dargestellten Modifikationen der Sharpe Ratio von Israelsen (2003, 2005) sowie Ferruz/Sato (2004) nicht adressiert.
- 32 Als mögliche Erweiterung des hier vorgestellten Grundmodells könnte anstelle des gewählten Ein-Faktor-Modells beispielsweise auch das im Kontext der Fondsperformancemessung häufig eingesetzte Fama/French-3-Faktor- beziehungsweise das Carhart-4-Faktor-Modell zur Beschreibung der Fondsüberschussrenditen eingesetzt werden. Vgl. hierzu Fama/French (1993), Carhart (1997).
- 33 Zum Ein-Faktor-Modell siehe beispielsweise Albrecht/Maurer (2002), S. 244–246.
- 34 Der Index sei annahmegemäß relativ μ - σ -effizient hinsichtlich des Anlageuniversums des Fonds, vgl. hierzu Grinblatt/Titman (1989), S. 411 f. Diese Annahme wird insbesondere vor dem Hintergrund der Interpretierbarkeit der Renditekomponenten der Fonds getroffen. Eine Dekomposition der Fondsüberschussrenditen gemäß (5) ist natürlich auch bei Verwendung von Indizes möglich, die diese Annahme nicht erfüllen.
- 35 In Weiterführung dieses Grundmodells ist eine komplexere Modellierung potenziell vorliegender Abhängigkeiten der Residuen, beispielsweise mit Hilfe eines GARCH-Prozesses, möglich.
- 36 Vgl. Treynor (1965) und Jensen (1968). Zur Rechtfertigung des Jensen Alpha als Kennzahl zur Rangfolgebildung von Fonds auf Basis einer spezifizierten Entscheidungssituation eines Anlegers, vgl. Breuer/Gürtler (1999), S. 273–279, Scholz (2002), S. 81–91.
- 37 Timingaktivitäten von Fonds sind mit dieser Annahme nicht kompatibel. Erfolgreiche Timingaktivitäten eines Fonds sind durch eine Erhöhung des systematischen Risikos (Betas) in überdurchschnittlich positiven Marktphasen gekennzeichnet und umgekehrt. Entsprechende Timingaktivitäten führen zu einer Verzerrung der auf Basis des Faktor-Modells geschätzten Koeffizienten Jensen Alpha und Beta, vgl. z. B. Grinblatt/Titman (1989), S. 394 f. Für unsere empirische Analyse in Abschnitt D ist diese Einschränkung jedoch nicht entscheidend, da die untersuchten Aktienfonds keine signifikanten Timingaktivitäten aufweisen.
- 38 Beispielsweise sind Erweiterungen dieses Ansatzes in Anlehnung an bedingte Performancemaße möglich, die öffentlich bekannte Informationen hinsichtlich wechselnder ökonomischer Bedingungen bei der Performancemessung berücksichtigen. Vgl. hierzu z. B. Ferson/Schadt (1996), Ferson/Warther (1996).
- 39 Von zufälligen Abweichungen der Ausprägungen von Mittelwert und Varianz des Terms ε für den jeweiligen Untersuchungszeitraum von den entsprechenden „richtigen Werten“ wird damit zunächst abstrahiert (annahmegemäß sei $\bar{\varepsilon}_i = 0$ und $\sigma_{\varepsilon_i}^2 = s_{\varepsilon_i}^2$). Im Rahmen der empirischen Untersuchung in Abschnitt D.III wird diese Annahme aufgehoben. Ferner werden potenziell veränderliche Charakteristika der Fonds berücksichtigt.
- 40 Vgl. z. B. Grinblatt/Titman (1989), S. 397, Shukla/Trzcinka (1992), S. 9–11.
- 41 Selbstverständlich ließen sich auch diese Annahmen modifizieren. Beispielsweise könnte die in empirischen Untersuchungen teilweise festgestellte negative Korrelation zwischen dem arith-

- metischen Mittel und der Standardabweichung der Marktüberschussrenditen berücksichtigt werden. Die herausgearbeiteten zentralen Ergebnisse dieses Beitrags blieben dabei erhalten.
- 42 Die Positionen dieses Fonds A für die positive und die negative Marktphase stimmen jeweils mit den entsprechenden Positionen des Fonds A in Abb. 1 überein, worauf die einheitliche Bezeichnung in den Abbildungen zurückzuführen ist. Entsprechendes gilt für den im Folgenden betrachteten Fonds B.
 - 43 Zu einer Aufspaltung der Fondsüberschussrendite, die sich für negative Marktphasen deutlich von der hier vorgenommenen Zerlegung der Sharpe Ratio unterscheidet, vgl. Fama (1972).
 - 44 Nur für $s_{\varepsilon_i}^2 = 0$ ist B nicht negativ, sondern null. Unabhängig von der Marktphase ist dann $DSR2_i$ des Fonds ebenfalls null. Hierüber wird deutlich, dass dieser Marktphaseneinfluss auf das unsystematische Risiko von Fonds zurückzuführen ist.
 - 45 Streng genommen gilt dies nur für „gewöhnliche“ Fonds mit positivem Beta, was jedoch hier und im Folgenden unterstellt wird.
 - 46 Vgl. Bühler (1999), S. 1412.
 - 47 Wir danken FERI Trust für die Bereitstellung der Fondsdaten.
 - 48 Der Datensatz weist damit zwar einen Survivorship-Bias auf, der zu einer verzerrten durchschnittlichen Performance der Fonds gegenüber dem Marktindex führt. Da hier jedoch insbesondere die Veränderungen der (Differential) Sharpe Ratios der einzelnen Fonds über die Zeit analysiert werden, sind diese Analysen nicht sensitiv gegenüber dem Survivorship-Bias. Zum Survivorship-Bias vgl. z. B. Brown/Goetzmann (1995), Elton/Gruber/Blake (1996), Carhart/Carpenter/Lynch/Musto (2002). Zu einer Survivorship-Bias-freien Untersuchung der Performance deutscher Aktienfonds siehe Griese/Kempf (2003).
 - 49 Anleger können eine dem DAX entsprechende Wertentwicklung über eine Investition in DAX-Zertifikate erzielen. Bei dieser Sichtweise wird jedoch von Bonitätsrisiken des Emittenten abstrahiert. Anlagen in DAX-Fonds weisen aufgrund unterschiedlicher Kostenkomponenten regelmäßig eine etwas geringere Wertentwicklung als der DAX auf. Zu einem Vergleich der Performance von DAX-Fonds und DAX-Zertifikaten siehe Röder (1997).
 - 50 Damit dieser Zinssatz für den jeweiligen Monat tatsächlich erzielbar war, wird der jährlich notierte FIBOR- beziehungsweise EURIBOR-Satz am Ende des jeweiligen Vormonats ermittelt. Anschließend wird dieser gemäß der linearen Zinsberechnung definierte Zinssatz unter Berücksichtigung der act-360-Zinskonvention in einen diskreten Zinssatz für einen Monat transformiert.
 - 51 Zu einer Beschreibung des DAFOX (Deutscher Aktienforschungsindex) siehe Göppl/Schütz (1995). Fonds mit dem Anlageschwerpunkt „Deutsche Standardwerte“ sind häufig schwerpunktmäßig in DAX-Werte investiert. Im Rahmen ihrer Selektionsaktivitäten können Fondsmanager jedoch mehr oder weniger stark auch kleinere Werte auswählen. In dieser Untersuchung wird daher der DAFOX als Marktindex herangezogen, um das gesamte Anlageuniversum der Fonds zu erfassen. Zur Vorteilhaftigkeit des DAFOX im Rahmen der Spezifizierung eines geeigneten Marktindex für den deutschen Aktienmarkt siehe Wittrock (2000), S. 218–227.
 - 52 Für die verschiedenen Minima, Maxima, Quantile und Mediane gilt, dass sie in der Regel nicht zu demselben Fonds gehören.
 - 53 Die Analyse der Signifikanz des Timingaktivitäten widerspiegelnden Regressionskoeffizienten wurde über einen zweiseitigen t-Test unter Verwendung der Korrektur von Newey/West (1987) durchgeführt.
 - 54 Diese Annahme wäre unrealistisch, wenn für die Fonds über den *Treynor/Mazuy*- oder den *Henriksson/Merton*-Regressionsansatz zuvor Timingaktivitäten festgestellt worden wären. Die Ergebnisse dieser Tests waren wie dargestellt jedoch negativ.
 - 55 Für eine Analyse amerikanischer Aktienfonds vgl. Scholz/Wilkens (2006).
 - 56 In der Praxis können Rankings von Fonds gemäß der Sharpe Ratio darüber hinaus von über die Zeit veränderlichen Charakteristika der Fonds beeinflusst werden. Zu einer Untersuchung der Dynamik der Alphas und Betas von Fonds siehe Mamaysky/Spiegel/Zhang (2004). Zur Persistenz der Performance und des Risikos von Fonds allgemein siehe Wittrock (2000), S. 451–468.
 - 57 Dieser Test beruht auf der Fisherschen Transformation des Korrelationskoeffizienten, vgl. z. B. Rees (1987), S. 375–388, Gardner/Altman (1990), S. 46–48.
 - 58 Über die Gruppenbildung wird auch eine Mittelung der sich im Jensen Alpha der Fonds widerspiegelnden zufälligen Ausprägungen der durchschnittlichen fondsspezifischen Terme erzielt.

- 59 Aufgrund der ungeraden Anzahl an Fonds wird ein Fonds der oberen Hälfte zugeordnet, wenn der Rang kleiner gleich 26 ist.
- 60 Die Prüfung der Stationarität der Zeitreihen erfolgt über Augmented Dickey-Fuller-Tests mit Konstante und ohne Trend. Hierbei wird das Akaike Informationskriterium zur Bestimmung der Anzahl der verzögerten endogenen Variablen genutzt. Zum Augmented Dickey-Fuller-Test siehe z. B. Poddig/Dichtl/Petersmeier (2003), S. 368–377.
- 61 Die Sharpe Ratio SR_{it} des Fonds i für ein Zeitfenster t wird auf Basis von (2) bestimmt. Damit wird also insbesondere nicht auf die spezifischen Charakteristika des Fonds für das jeweilige Zeitfenster zurückgegriffen.
- 62 Die Korrelation zwischen den erklärenden Variablen $\Delta \bar{r}_{Mt}$ und Δs_{Mt} beträgt $-0,01$ und ist damit hinsichtlich des Multikollinearitätsproblems vernachlässigbar, vgl. hierzu z. B. Poddig/Dichtl/Petersmeier (2003), S. 377–383. Bei der Interpretation der Ergebnisse der Regressionen gemäß den Gleichungen (10) und (11) ist zu berücksichtigen, dass die Auswahl des verwendeten Marktindex die Ergebnisse potenziell beeinflusst. Für das zentrale Ergebnis der Regressionen – die Abhängigkeit der (Differential) Sharpe Ratios der Fonds von den Marktphasen des gewählten Index – ist die in Endnote 34 getroffene Annahme der relativen μ - σ -Effizienz des Index aber nicht erforderlich.
- 63 Die Prüfung der Signifikanz der Regressionskoeffizienten erfolgt für γ_0 und γ_2 über zweiseitige t-Tests der H_0 -Hypothese von Koeffizienten gleich null. Aufgrund der über (8) begründeten Vermutung positiver γ_1 -Koeffizienten werden diese gegen die H_0 -Hypothese kleiner gleich null getestet. Die Standardabweichungen der t-Statistik werden jeweils unter Verwendung der Korrektur von Newey/West (1987) bestimmt.
- 64 Die Differential Sharpe Ratio des Fonds i für ein Zeitfenster t wird dabei als Differenz zwischen der Sharpe Ratio des Fonds und der des Marktindex bestimmt ($DSR_{it} = SR_{it} - SR_{Mt}$). Da die Berechnung dieser beiden Werte über (2) erfolgt, wird auch die DSR_{it} des Fonds ohne Rückgriff auf dessen fondsspezifische Charakteristika für das jeweilige Zeitfenster ermittelt. Die Zeitreihen der Differential Sharpe Ratios der Fonds sind wie die Zeitreihen der Sharpe Ratios der Fonds integriert vom Grade eins, vgl. Endnote 59.
- 65 Die Teststatistiken werden wiederum unter Verwendung der Korrektur von Newey/West (1987) berechnet.
- 66 Vgl. z. B. Ferson/Schadt (1996), S. 444, Scholz/Wilkens (2006).
- 67 Vgl. Scholz (2006).
- 68 Zur Berücksichtigung veränderlicher Charakteristika von Fonds sind alternativ komplexere Verfahren zur Schätzung zeitvariabler Alphas und Betas der Fonds einsetzbar, vgl. Mamaysky/Spiegel/Zhang (2004).
- 69 In Weiterführung dieser Idee besteht die Möglichkeit, zeitvariable Erwartungswerte, Risikoprämien und Volatilitäten für die Markttrenditen zu integrieren.
- 70 Vgl. Wilkens/Scholz/Entrop (2006).
- 71 Vgl. Treynor (1965), Jensen (1968) und Treynor/Black (1973).

Literatur

- Akeda, Yoshiaki (2003): Another Interpretation of Negative Sharpe Ratio, in: Journal of Performance Measurement, Vol. 7, No. 3, S. 19–23.
- Albrecht, Peter/Maurer, Raimond (2002): Investment- und Risikomanagement, Stuttgart 2002.
- Breuer, Wolfgang/Gürtler, Marc (1999): Performancemessung mittels Sharpe-, Jensen- und Treynor-Maß: Eine Anmerkung, in: Zeitschrift für Bankrecht und Bankwirtschaft, 11. Jg., S. 273–286.
- Breuer, Wolfgang/Gürtler, Marc (2003): Performance Evaluation and Preferences Beyond Mean-Variance, in: Financial Markets and Portfolio Management, Vol. 17, S. 213–233.
- Breuer, Wolfgang/Gürtler, Marc (2005): Investors' Direct Stock Holdings and Performance Evaluation for Mutual Funds, in: Kredit und Kapital, 38. Jg., S. 541–572.
- Breuer, Wolfgang/Gürtler, Marc/Schuhmacher, Frank (2004): Portfoliomanagement I, 2. Aufl., Wiesbaden 2004.

- Brown, Stephen J./Goetzmann, William N. (1995): Performance Persistence, in: *Journal of Finance*, Vol. 50, S. 679–698.
- Bühler, Wolfgang (1999): Performancemessung, in: Cramer, Jörg E. et al. (Hrsg.), *Enzyklopädisches Lexikon des Geld-, Bank- und Börsenwesens*, 4. völlig neu bearb. Aufl., Frankfurt a. M., S. 1407–1415.
- Carhart, Mark M. (1997): On Persistence in Mutual Fund Performance, in: *Journal of Finance*, Vol. 52, S. 57–82.
- Carhart, Mark M./Carpenter, Jennifer N./Lynch, Anthony W./Musto, David K. (2002): Mutual Fund Survivorship, in: *Review of Financial Studies*, Vol. 15, S. 1439–1463.
- Eling, Martin/Schuhmacher, Frank (2005): Hat die Wahl des Performancemaßes einen Einfluss auf die Beurteilung von Hedgefonds-Indizes?, *Working Papers on Risk Management and Insurance*, Universität St. Gallen, erscheint in: *Kredit und Kapital*.
- Elton, Edwin J./Gruber, Martin J./Blake, Christopher R. (1996): Survivorship Bias and Mutual Fund Performance, in: *Review of Financial Studies*, Vol. 9, S. 1097–1120.
- Fama, Eugene F. (1972): Components of Investment Performance, in: *Journal of Finance*, Vol. 27, S. 551–567.
- Fama, Eugene F./French, Kenneth R. (1993): Common Risk Factors in the Return on Stocks and Bonds, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, S. 3–56.
- Ferruz, Luis/Sarto, José Luis (2004): An analysis of Spanish investment fund performance: some considerations concerning Sharpe's ratio, in: *Omega – The International Journal of Management Science*, Vol. 32, S. 273–284.
- Ferruz, Luis/Vicente, Luis (2005): Style portfolio performance: Empirical evidence from the Spanish equity funds, in: *Journal of Asset Management*, Vol. 5, S. 397–409.
- Ferson, Wayne E./Schadt, Rudi W. (1996): Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions, in: *Journal of Finance*, Vol. 51, S. 425–461.
- Ferson, Wayne E./Warther, Vincent A. (1996): Evaluating Fund Performance in a Dynamic Market, in: *Financial Analysts Journal*, Vol. 52, November/December, S. 20–28.
- Gardner, Martin J./Altman, Douglas G. (1990): *Statistics with Confidence: Confidence Intervals and Statistical Guidelines*, London 1990.
- Göppel, Hermann/Schütz, Heinrich (1995): Die Konzeption eines Deutschen Aktienindex für Forschungszwecke, Diskussionspapier Nr. 162, Kurzfassung für WorldWideWeb, Institut für Entscheidungstheorie und Unternehmensforschung, Universität Karlsruhe 1995.
- Griese, Knut/Kempff, Alexander (2003): Lohnt aktives Fondsmanagement aus Anlegersicht?, in: *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, 73. Jg., S. 201–224.
- Grinblatt, Mark/Titman, Sheridan (1989): Portfolio Performance Evaluation, in: *Review of Financial Studies*, Vol. 2, S. 393–421.
- Henriksson, Roy D./Merton, Robert C. (1981): On market timing and investment performance, in: *Journal of Business*, Vol. 54, S. 513–533.
- Israelsen, Craig L. (2003): Sharpening the Sharpe Ratio, in: *Financial Planning*, Vol. 33, No. 1, S. 49–51.
- Israelsen, Craig L. (2005): A Refinement to the Sharpe Ratio and Information Ratio, in: *Journal of Asset Management*, Vol. 5, No. 6, S. 423–427.
- Jensen, Michael C. (1968): Problems in Selection of Security Portfolios, in: *Journal of Finance*, Vol. 23, S. 389–419.
- Jobson, J. D./Korkie, Bob M. (1981): Performance Hypothesis Testing with the Sharpe and Treynor Measures, in: *Journal of Finance*, Vol. 36, S. 889–908.
- Lo, Andrew W. (2002): The Statistics of Sharpe Ratios, in: *Financial Analysts Journal*, Vol. 58, July/August, S. 36–52.
- Lobosco, Angelo (1999): Style/Risk-Adjusted Performance, in: *Journal of Portfolio Management*, Vol. 2, Spring, S. 65–68.
- Mamaysky, Harry/Spiegel, Matthew/Zhang, Hong (2004): Estimating the Dynamics of Mutual Funds Alphas and Betas, Yale ICF Working Paper No. 03-03, October 2004.
- McLeod, W./van Vuuren, B. (2004): Interpreting the Sharpe ratio when excess returns are negative, in: *Investment Analysts Journal*, No. 59, S. 15–20.
- Mommel, Christoph (2003): Performance Hypothesis Testing with the Sharpe Ratio, in: *Finance Letters*, Vol. 1, S. 21–23.

- Miller, Robert E./Gehr, Adam K. (1978): Sample Size Bias and Sharpe's Performance Measure: A Note, in: *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 13, S. 943–946.
- Modigliani, Franco/Modigliani, Leah (1997): Risk-Adjusted Performance – How to measure it and why, in: *Journal of Portfolio Management*, Vol. 23, Winter, S. 45–54.
- Newey, Whitney K./West, Kenneth D. (1987): A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, in: *Econometrica*, Vol. 55, S. 703–708.
- o. V. (2003a): Mischfonds bleiben hinter der Geldmarktrendite zurück, in: *Frankfurter Allgemeine Zeitung*, 29.01.2003, S. 22.
- o. V. (2003b): Fondsanalyse, in: *FondsMagazin*, Nr. 4, S. 16 f.
- o. V. (2003c): Spezialanbieter bewegen sich am geschicktesten durch schwierige Märkte, in: *Frankfurter Allgemeine Zeitung*, 5.11.2003, S. 24.
- Plantinga, Auke (1999): *Performance Evaluation of Investment Portfolios*, Leens 1999.
- Poddig, Thorsten/Dichtl, Hubert/Petersmeier, Kerstin (2003): *Statistik, Ökonometrie, Optimierung – Methoden und ihre praktischen Anwendungen in Finanzanalyse und Portfoliomanagement*, 3. erw. Aufl., Bad Soden/Ts. 2003.
- Rees, D. G. (1987): *Foundations of Statistics*, London und New York 1987.
- Reilly, Frank K./Norton, Edgar A. (2003): *Investments*, 6th ed., Mason 2003.
- Röder, Klaus (1997): DAX-Zertifikate und DAX-Fonds im Vergleich, in: *Zeitschrift für Bankrecht und Bankwirtschaft*, 9. Jg., S. 162–168.
- Ruhkamp, Christoph (2003): DWS Aktien Strategie liegt beim Alpha vorn, in: *Börsenzeitung*, 29.01.2003, S. 3.
- Scholz, Hendrik (2002): *Performanceanalyse von Aktieninvestmentfonds – Eine theoretische Untersuchung externer Performancemaße*, Berlin 2002.
- Scholz, Hendrik (2006): Refinements to the Sharpe Ratio: Comparing Alternatives for Bear Markets, erscheint in: *Journal of Asset Management*.
- Scholz, Hendrik/Wilkens, Marco (2003): Zur Relevanz von Sharpe Ratio und Treynor Ratio, in: *Zeitschrift für Bankrecht und Bankwirtschaft*, 15. Jg., S. 1–8.
- Scholz, Hendrik/Wilkens, Marco (2006): Interpreting Sharpe Ratios – The Market Climate Bias, erscheint in: *Finance Letters*.
- Sharpe, William F. (1966): Mutual Fund Performance, in: *Journal of Business*, Vol. 39, S. 119–138.
- Sharpe, William F. (1975): Adjusting for Risk in Portfolio Performance Measurement, in: *Journal of Portfolio Management*, Vol. 1, Winter, S. 29–34.
- Sharpe, William F. (1994): The Sharpe Ratio, in: *Journal of Portfolio Management*, Vol. 21, Fall, S. 49–58.
- Sharpe, William F. (1998): Morningstar's Risk-adjusted Ratings, in: *Financial Analysts Journal*, Vol. 54, July/August, S. 21–33.
- Shukla, Ravi/Trzcinka, Charles (1992): *Performance Measurement of Managed Portfolios*, Financial Markets, Institutions & Instruments, New York University, Salomon Center, Vol. 1, New York 1992.
- Simon, Frank (1994): *Unternehmerischer Erfolg und gesellschaftliche Verantwortung*, Wiesbaden 1994.
- Stucki, Edouard (1988): *Beschreibende Methoden zur Messung der Performance von Aktienportfolios*. Zürich 1988.
- Templer, Arthur/Rauscher, Markus (2004): Rebalancing – ein Konzept zur Steuerung von Kapitalanlagen, in: *Finanz Betrieb*, 6. Jg., S. 135–140.
- Theissen, Erik/Greifzu, Mario (1998): Performance deutscher Rentenfonds, in: *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 50. Jg., S. 436–461.
- Tinic, Seha M./West, Richard R. (1979): *Investing in Securities*, Reading 1979.
- Treynor, Jack L. (1965): How to Rate Management of Investment Funds, in: *Harvard Business Review*, Vol. 43, S. 63–75.
- Treynor, Jack L./Black, Fisher (1973): How to Use Security Analysis to Improve Portfolio Selection, in: *Journal of Business*, Vol. 46, No. 1, S. 66–86.
- Treynor, Jack L./Mazuy, Kay K. (1966): Can Mutual Funds Outguess the Market?, in: *Harvard Business Review*, Vol. 44, No. 4, S. 131–136.

- Vinod, H. D./Morey, Matthew R. (2000): Confidence Intervals and Hypothesis Testing for the Sharpe and Treynor Performance Measures, in: Abu-Mostafe, Yaser S./LeBaron, Blake/Lo, Andrew W./Weigend, Andreas S. (Ed.), *Computational Finance* 1999, Cambridge und London 2000, S. 25–39.
- Wilkens, Marco/Scholz, Hendrik/Oliver, Entrop (2006): Performancemessung und Kapitalallokation im Handelsbereich einer Bank – Zur Marktphasenabhängigkeit von RORAC und RAROC, in: Kürsten, Wolfgang/Nietert, Bernhard (Hrsg.), *Kapitalmarkt, Unternehmensfinanzierung und rationale Entscheidungen*, Berlin 2006, S. 129–148.
- Wittrock, Carsten (2000): *Messung und Analyse der Performance von Wertpapierportfolios*, 3. Aufl., Bad Soden/Ts. 2000.

Die Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio – Eine empirische Untersuchung für deutsche Aktienfonds

Zusammenfassung

Die Sharpe Ratio wird seit circa 40 Jahren zur Beurteilung der Performance von Investmentfonds eingesetzt. Zugleich ist ihre Eignung für Perioden sinkender Aktienkurse umstritten. Dieser Beitrag zeigt, dass die Sharpe Ratio nicht nur von der Leistung des Fondsmanagements, sondern auch von der zu Grunde liegenden Marktphase abhängt, konkret insbesondere von den Ausprägungen des Mittelwertes der Marktüberschussrenditen für den jeweiligen Untersuchungszeitraum. Dieser Marktphaseneinfluss führt insbesondere dazu, dass die Performance gering diversifizierter Fonds auf Basis der Sharpe Ratio in negativen Marktphasen über- und in außergewöhnlich positiven Marktphasen unterschätzt wird. Die theoretische Begründung hierfür ergibt sich analytisch auf der Grundlage eines unter anderem in der Performanceanalyse üblichen Faktormodells. Daraus folgt, dass die Marktphasenabhängigkeit bei allen empirischen Untersuchungen auftritt und grundsätzlich zu berücksichtigen ist. Die Auswirkungen – zum Beispiel auf die Rangfolgen von Fonds – hängen von verschiedenen Faktoren ab. Die empirische Untersuchung dieses Beitrags bestätigt die Marktphasenabhängigkeit der Sharpe Ratio für deutsche Aktienfonds, wobei sie von anderen, fondsspezifischen Effekten teilweise kompensiert wird.

The Influence of Market Climates on Sharpe Ratios – An Empirical Study of German Equity Mutual Funds

Summary

The Sharpe ratio has been widely used to assess the performance of mutual fund for almost 40 years. Despite its common use, this ratio has come under question, especially in the recent past. In this paper, we analyse the influence of market climates on mutual funds Sharpe ratios. First, in a theoretical analysis based on a common factor model in performance analysis, we show a significant market climate bias in addition to the apparent influence of the fund management performance. Market climate is especially caused by the mean of market excess returns for a specific evaluation period. It causes one to overestimate the performance of poorly diversified funds in outstandingly negative market climates, and vice versa. Therefore, the original Sharpe ratio does not provide a meaningful assessment of the performance of funds in extraordinary time periods. The empirical relevance of the market climate impact on Sharpe ratios depends on several factors like fund-specific characteristics and the market climate for the evaluation period considered. Our theoretical results are supported by an empirical study of Sharpe ratios of German equity mutual funds, even though the market climate impact is partly compensated by other, fund-specific factors.

Keywords: Performance analysis, mutual fund, Sharpe ratio, market climates, bear markets

JEL: G11